

**UNIVERZITA KARLOVA V PRAZE**

**Přírodovědecká fakulta**

Katedra fyzické geografie a geoekologie



# **MÍRY EXTREMITY V METEOROLOGII**

MEASURES OF EXTREMITY IN METEOROLOGY

Bakalářská práce

Jan Ferdinand Polášek

Praha 2012

Vedoucí bakalářské práce: RNDr. Marek Kašpar, Ph.D.

## **Zadání bakalářské práce**

### **Název práce**

*Míry extremity v meteorologii*

### **Cíle práce**

*Vytvořit přehled metod kvantifikace extremity meteorologických prvků a povětrnostních událostí. Aplikovat vybrané metody na konkrétní datové řady a tyto metody porovnat a zhodnotit. Ukázat citlivost měr extremity při použití téže datové řady, avšak z různých datových zdrojů.*

### **Použité pracovní metody, zájmové území, datové zdroje**

*Těžištěm práce bude rešerše literatury. Metody budou aplikovány na vybrané datové řady z území České republiky: staniční data z databáze ECAD, odpovídající gridové body reanalýz ECMWF a NCEP/NCAR.*

Datum zadání: 30. listopadu 2011

Jméno studenta: Jan Ferdinand Polášek

Podpis studenta:.....

Jméno vedoucího práce: RNDr. Marek Kašpar, Ph.D.

Podpis vedoucího práce: .....

**Prohlášení**

Prohlašuji, že jsem tuto bakalářskou práci vypracoval samostatně a že jsem všechny použité prameny řádně citoval.

Jsem si vědom toho, že případné použití výsledků, získaných v této práci, mimo Univerzitu Karlovu v Praze je možné pouze po písemném souhlasu této univerzity.

Svoluji k zapůjčení této práce pro studijní účely a souhlasím s tím, aby byla řádně vedena v evidenci vypůjčovatelů.

V Praze dne 26. května 2012

.....

Jan Ferdinand Polášek

### **Poděkování**

Rád bych poděkoval vedoucímu své práce RNDr. Marku Kašparovi, Ph.D. za ochotu a vstřícnost, přínosné konzultace, věnovaný čas, cenné rady a připomínky. Dále bych chtěl poděkovat všem, kteří se na mé práci podíleli konzultací či mi pomohli s jazykovou korekturou. A nakonec bych rád poděkoval své rodině a přátelům za podporu během celého studia.

## Míry extremity v meteorologii

### Abstrakt

Práce se zabývá metodami kvantifikace extremity meteorologických prvků a povětrnostních událostí. První část je věnována vyjádření extremity prvků pomocí zobecněného rozdělení extrémních hodnot (GEV) a představuje různé metody výpočtu parametrů rozdělení. Druhá část je věnována extremitě větrných bouří, horkých vln, sucha a silných srážek. Třetí část obsahuje aplikaci metody založené na pořadí a GEV rozdělení. Je hodnocena extremita a abnormalita vysokých průměrných denních teplot na stanici Milešovka a v reanalýzách ERA-40 a NCEP/NCAR v bodě reprezentujícím ČR. Ukazuje se, že dny s kladnou abnormalitou teploty se vyskytují častěji v teplé polovině roku. Metoda založená na pořadí ve většině případů podhodnocuje dobu opakování teplotních extrémů ve srovnání s metodou založenou na GEV rozdělení. Metoda založená na GEV rozdělení je citlivá na rozdílná vstupní data. Návrhové hodnoty pro stanici Milešovka rostou s periodou opakování rychleji než v případě reanalýz.

**Klíčová slova:** extremita, GEV funkce, Milešovka, reanalýza, teplotní extrém, doba opakování

## Measures of extremity in meteorology

### Abstract

This work deals with the methods of extremity quantification of meteorological variables and weather events. The first part is dedicated to the expression of variables by generalized extreme value distribution (GEV) and presents various computation methods of distribution parameters. The second part is dedicated to the extremity of wind storms, heat waves, droughts and heavy precipitation. The third part contains the application of the method based on the order of values and GEV distribution. We evaluate the extremity and abnormality of high daily mean temperatures at the station Milešovka and in the reanalysis ERA-40 and NCEP/NCAR for the grid point representing the Czech Republic. It is shown that the days with positive abnormality of temperature occur more frequently in the warm half-year. The method based on the order of values underestimates the return period of temperature extremes in most cases in comparison with the method based on the GEV distribution. The method based on the GEV distribution is sensitive to various input data. The design values for the station Milešovka increase with the return period more rapidly than reanalysis design values.

**Keywords:** extremity, GEV function, Milešovka, reanalysis, temperature extreme, return period

## Obsah

<b>Seznam použitých zkratk</b> .....	<b>9</b>
<b>Seznam obrázků a tabulek</b> .....	<b>10</b>
<b>1 Úvod</b> .....	<b>11</b>
<b>2 Hodnocení extremity meteorologických prvků</b> .....	<b>12</b>
2.1 Hodnocení založené na pořadí .....	12
2.2 Teorie extrémních hodnot .....	13
2.3 Zobecněné rozdělení extrémních hodnot .....	15
2.4 Metody výpočtu parametrů GEV .....	17
2.4.1 Data analytická metoda s použitím QQ – grafu .....	18
2.4.2 Metoda maximální věrohodnosti .....	18
2.4.3 Standardní momentová metoda .....	20
2.4.4 Probability weighted moment .....	21
2.4.5 Metoda L-momentů .....	21
<b>3 Extremita meteorologických událostí</b> .....	<b>23</b>
3.1 Větrné bouře .....	23
3.1.1 Storm Severity Index .....	24
3.2 Horké vlny .....	25
3.3 Sucho .....	26
3.3.1 Standardizovaný srážkový index .....	27
3.3.2 Langův dešťový faktor .....	27
3.3.3 Palmerův index intenzity sucha .....	27
3.4 Silné srážky .....	28
3.4.1 SD diagramy .....	29
<b>4 Porovnání měr extremity</b> .....	<b>31</b>
4.1 Data .....	31
4.1.1 Porovnání reanalýz .....	32
4.2 Teplotní extrémy .....	33
4.2.1 Absolutní teplotní extrémy .....	33
4.2.2 Relativní teplotní extrémy .....	35
4.3 Aplikace měr extremity .....	38
4.3.1 Datová řada z Milešovky .....	39

---

4.3.2 Datová řada z reanalýzy ERA-40.....	40
4.3.3 Datová řada NCEP/NCAR.....	40
4.4 Porovnání měr extremity .....	41
4.5 Citlivost GEV rozdělení na vstupní data .....	42
<b>5 Shrnutí poznatků a jejich diskuse .....</b>	<b>43</b>
<b>Závěr .....</b>	<b>46</b>
<b>Seznam literatury a zdroje dat .....</b>	<b>47</b>



## Seznam použitých zkratk

<b>AMS</b>	<b>A</b> merican <b>M</b> eteorological <b>S</b> ociety = Americká meteorologická společnost
<b>ARF</b>	<b>A</b> real <b>R</b> eduction <b>F</b> actor = prostorový redukční faktor
<b>ECMWF</b>	<b>E</b> uropean <b>C</b> entre for <b>M</b> edium- <b>R</b> ange <b>W</b> eather <b>F</b> orecast = Evropské centrum pro střednědobou předpověď
<b>EFI</b>	<b>E</b> xtrême <b>F</b> orecat <b>I</b> ndex = „index pro předpověď extrémního počasí“
<b>ERA-40</b>	<b>E</b> uropean <b>R</b> e- <b>A</b> nalysis = Evropské reanalýzy
<b>EVI</b>	<b>E</b> xtrém <b>V</b> alue <b>I</b> ndex = index extrémních hodnot. Označení pro parametr $\gamma$ GEV rozdělení
<b>GEV</b>	<b>G</b> eneralized <b>E</b> xtrême <b>V</b> alue distribution = zobecněné rozdělení extrémních hodnot
<b>IDF</b>	<b>I</b> ntensity – <b>D</b> uration – <b>F</b> requency = zkratka pro křivku zobrazující intenzitu, dobu trvání a dobu opakování srážkových událostí
<b>LDF</b>	<b>L</b> angův <b>D</b> ešťový <b>F</b> aktor
<b>LSF</b>	<b>L</b> arge <b>S</b> cale <b>F</b> lood = index hodnotící nebezpečnost cirkulačních podmínek pro vznik velkoprostorových dešťových povodní
<b>POT</b>	<b>P</b> eaK <b>O</b> ver <b>T</b> hreshold = „metoda vybírající nadprahové hodnoty“
<b>PWM</b>	<b>P</b> robability <b>W</b> eighted <b>M</b> oment = „pravděpodobnostně vážené momenty“
<b>SPI</b>	<b>S</b> tandard <b>P</b> recipitation <b>I</b> ndex = standardní srážkový index
<b>UTC</b>	<b>U</b> niversal <b>T</b> ime <b>C</b> oordinated = koordinovaný světový čas
<b>WMO</b>	<b>W</b> orld <b>M</b> eteorological <b>O</b> rganization = Světová meteorologická organizace

## Seznam obrázků a tabulek

Obr. 1	Index EFI .....	13
Tab. 1	Blok maxim pro stanici Milešovka.....	14
Obr. 2	Tvar křivky hustoty pravděpodobnosti GEV rozdělení .....	16
Obr. 3	IDF křivky .....	29
Obr. 4	SD diagram.....	30
Obr. 5	Histogram rozdělení hodnot průměrné denní teploty z reanalýz ERA-40 a NCEP/NCAR.....	32
Obr. 6	Teplota v hladině 850 hPa pro 31. leden 1968 .....	33
Tab. 2	Rozdělení 1 % největších průměrných denních teplot mezi měsíce teplého pololetí .....	33
Obr. 7	Synoptická situace z 27. 7. 1983 nad Evropou a severním Atlantikem .....	34
Obr. 8	Synoptická situace z 21. 6. 2012 nad Evropou a severním Atlantikem .....	35
Obr. 9	Střední hodnoty průměrné denní teploty pro kalendářní dny v roce .....	36
Tab. 3	Rozdělení 1 % největších hodnot standardizované průměrné denní teploty mezi jednotlivé měsíce roku .....	37
Tab. 4	Dny s největší kladnou abnormalitou teploty .....	37
Obr. 10	QQ – graf.....	38
Tab. 5	Hodnoty parametrů GEV rozdělení.....	39
Tab. 6	Návrhové hodnoty průměrné denní teploty pro různé doby opakování.....	42

## 1 Úvod

Extrémní projevy počasí a klimatu se vyskytují všude na Zemi a mají bezprostřední dopad na lidskou společnost. Výstupy ze současných globálních a regionálních klimatických modelů naznačují, že extrémní projevy mohou být v návaznosti na globální změny klimatu častější, rozsáhlejší a intenzivnější než dříve (Beniston et al., 2007; WMO, 2009). Znalost chování extrémních hodnot je důležitá všude tam, kde potřebujeme znát pravděpodobnost výskytu určitého extrému, abychom mohli přijmout bezpečnostní opatření, jež mají zamezit škodám, které by extrémní událost mohla způsobit.

Aktuálnost a užitečnost problému vyjádření míry extremity byla, spolu s fascinací extrémy všeho druhu, motivací pustit se do předkládané práce a pokusit se zmapovat možnosti, které můžeme použít ke kvantifikaci meteorologických extrémů.

Cílem práce je vytvořit přehled metod kvantifikace extremity meteorologických prvků a povětrnostních událostí a zhodnotit vybrané metody na konkrétních datových řadách.

Práce je členěna na dvě části - hlavní rešeršní, kde se zabývám metodami vyjádření extremity meteorologických prvků a okrajově i událostí, a doplňkovou část praktickou, ve které vybrané metody aplikuji na reanalyzované a staniční datové řady.

Rešeršní část práce je rozčleněna na dvě kapitoly. První se věnuje vyjádření extremity meteorologických prvků pomocí tradičních statistických metod a teorie extrémních hodnot. Druhá je zaměřena na komplexní a otevřený problém vyjádření extremity meteorologických událostí. Přibližuje možnosti hodnocení čtyř typů událostí: větrných bouří, sucha, vln horka a silných srážek.

V praktické části používám teplotní datové řady z reanalýz ERA-40, NCEP/NCAR a řady ze stanice Milešovka. Na ně aplikuji metody kvantifikace extremity založené na pořadí hodnot a na rozdělení extrémních hodnot. Zjišťuji extremitu nejvyšších zaznamenaných průměrných denních teplot, citlivost měr extremity na vstupní data a provádím základní porovnání aplikovaných metod.

## 2 Hodnocení extremity meteorologických prvků

### 2.1 Hodnocení založené na pořadí

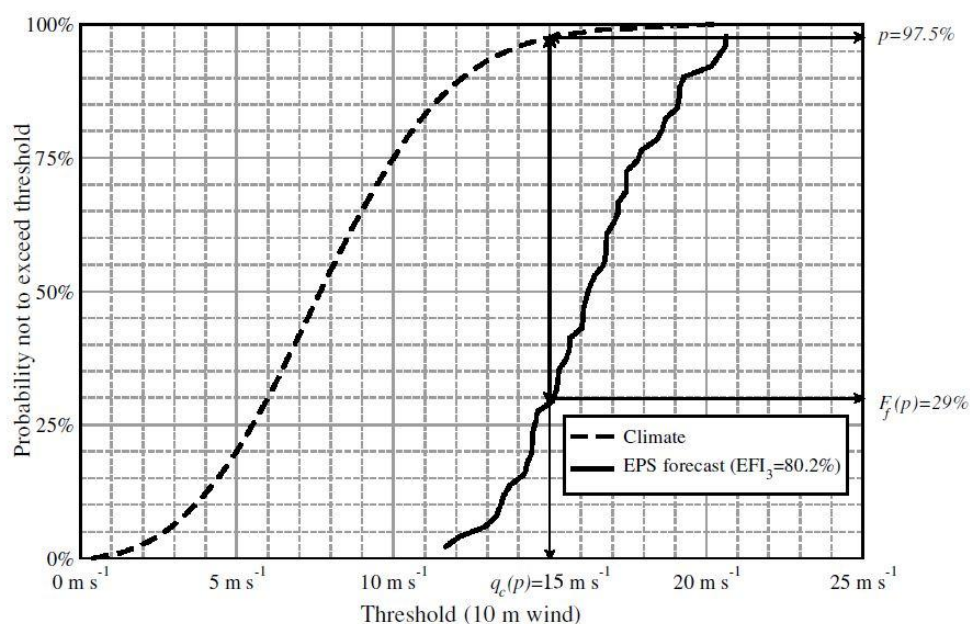
Hodnocení extremity jednotlivých hodnot meteorologických prvků pomocí jejich pořadí v řadě sestupně nebo vzestupně seřazených historických hodnot je velmi jednoduchou záležitostí. I přes svou jednoduchost však nejsou metody, které vycházejí z pořadí hodnot příliš používané. Kromě problémů se vzájemnou závislostí hodnot se často setkáváme s tím, že rozdíl dvou statisticky odlehlých hodnot proměnné, které jsou vyjádřeny například pořadím 1 a 2, je poměrně velký, přestože je rozdíl pořadí minimální. Obecně konstantní rozdíl pořadí odpovídá různě velkým rozdílům příslušných hodnot, které jsou zpravidla v extrémních případech největší.

Vyjádření extremity založené na pořadí použili například Müller et al. (2009). Extremitu hodnoty  $x_i$  meteorologické proměnné  $X$  vyjádřili pomocí empirické distribuční funkce  $F$ , která nám říká, jaká je pravděpodobnost nepřekročení této hodnoty. Pro výpočet použili následující rovnici

$$F = \frac{i}{N+1}, \quad (2.1)$$

kde  $i$  je počet hodnot, které jsou menší nebo rovny  $x_i$ , a  $N$  je celkový počet hodnot. Minimální a maximální hodnoty funkce  $F$  pak odpovídají minimálním a maximálním hodnotám proměnné  $X$ .

Dalším příkladem, kdy se používá statistiky založené na pořadí hodnot je Extreme Forecast Index (EFI) vytvořený ECMWF (Evropské centrum pro střednědobou předpověď počasí). Index EFI měří rozdíl mezi rozdělením hodnot, které byly v daném místě naměřeny, a rozdělením hodnot získaných z aktuální ansámblové předpovědi, tj. z výstupů jednoho nebo i více numerických předpovědních modelů pro nepatrně různé počáteční podmínky (obr. 1). EFI index nabývá hodnot  $[-1,1]$ . Hodnoty  $+1$  nabývá v případě, že všechny předpovězené hodnoty meteorologického prvku jsou vyšší než nejvyšší hodnota v klimatickém záznamu. A naopak  $-1$  nabývá tehdy, pokud jsou všechny předpovězené hodnoty prvku menší než nejmenší hodnota v klimatickém záznamu. Hodnoty indexu v rozmezí  $0,5 - 0,8$  říkají, že počasí bude extrémní. Hodnoty vyšší než  $0,8$  ukazují na velmi extrémní počasí.



**Obr. 1 Index EFI** Přerušovaná čára značí empirickou kumulativní distribuční funkci pro hodnoty rychlostí větru získané měřením na stanici. Nepřerušovaná čára značí funkci získanou z ansámblové předpovědi rychlostí větru na dané stanici. V tomto případě je hodnota indexu velmi vysoká (0,8), protože hodně členů ansámblu předpovídalo neobvykle vysoké rychlosti větru. Zdroj Lalaurette, (2003).

## 2.2 Teorie extrémních hodnot

Teorie extrémních hodnot se zabývá rozdělením maxim a minim posloupností nezávislých, stejně rozdělených hodnot (Chabičovský, 2011). Důležitou motivací pro studium statistiky extrémů je možnost věrohodně odhadnout pravděpodobnosti výskytu extrémních a potencionálně nebezpečných událostí. Například pravděpodobnost výskytu extrémně vysokého denního úhrnu srážek, které mohou způsobit povodně, či extrémně vysoké rychlosti větru (Wilks, 2006). Teorie extrémních hodnot nachází použití vedle modelování rozdělení přírodních jevů (například teplota, srážky, průtoky) také v modelování rizik ve finanční sféře.

Proč často nestačí použít klasickou teorii založenou na pořadí (viz kapitola 2.1)? Vezměme si případ, kdy máme soubor  $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$   $n$  nezávislých realizací proměnné  $X$  (například denní maxima rychlosti větru), které jsou seříděny vzestupně. Vlastnosti dat jsou většinou zkoumány pomocí distribuční funkce

$$F(x) = P(X \leq x), \quad (2.2)$$

kde  $P(X \leq x)$  značí pravděpodobnost, s jakou proměnná  $X$  nabývá hodnoty menší nebo rovné hodnotě  $x$  (což je nějaká realizace proměnné  $X$ ). Nebo pomocí inverzní distribuční funkce (kvantilová funkce), která je definována rovnicí

$$Q(p) := \inf\{x : F(x) \geq p\}. \quad (2.3)$$

Kvantilová funkce vrací nejmenší hodnotu  $x$ , pro které platí, že  $F(x) \geq p$ .

Pokud budeme chtít zjistit pravděpodobnost, s níž bude překročena hodnota  $x$ , zajímá nás pravděpodobnost  $p = P(X > x)$ . K výsledku se můžeme dostat pomocí empirické distribuční funkce, definované následující rovnicí

$$\hat{F}_n(x) = \frac{i}{n}; x \in [x_i, x_{i+1}). \quad (2.4)$$

Pravděpodobnost můžeme odhadnout následovně  $\hat{p} = 1 - \hat{F}_n(x)$ . Problém ale nastane, pokud budeme chtít zjistit pravděpodobnost  $p = P(X > x)$ , kde  $x \geq x_n$ . Pak totiž dostaneme  $\hat{p} = 0$ . Přitom však nelze říci, že rychlost větru větší než  $x_n$  nemůže nastat (Beirlant et al., 2005). Dalším problémem, který jsme zmínili již v předchozí kapitole 2.1, je, že v krajních částech rozdělení je málo pozorování, což způsobuje, že odhady pravděpodobnosti v krajních částech rozdělení nejsou přesné. A právě tyto nedostatky řeší teorie extrémních hodnot (Coles, 2008).

Statistika extrémních hodnot se obvykle zabývá popisem chování souboru největších hodnot. Tato data jsou extrémní ve smyslu neobvyklé velikosti. Zároveň jsou také vzácná/„rare“ (Wilks, 2006). Vzácnost je jedním z kritérií pro označení hodnoty za extrémní. Beniston et al. (2007, s. 73) definuje kritérium vzácnosti následovně: „Vzácné jsou hodnoty nebo události, které nastávají s relativně malou frekvencí. Extrémní hodnota je hodnota, která je vzácná v rámci svého referenčního statistického rozdělení v dané lokalitě. Různé definice pojmu vzácnost se liší, ale extrémní hodnota by měla být menší než 10. či větší než 90. percentil.“ Typickým příkladem dat s extrémními hodnotami je soubor tzv. blok maxim (největší hodnota v posloupnosti  $n$  hodnot), například ročních maxim maximálních nebo průměrných denních teplot (viz tab. 1). V každém z  $m$  roků najdeme den z  $n = 365/366$  dnů s nejvyšší teplotou. Těchto  $m$  hodnot teplot pak tvoří soubor extrémních hodnot.

**Tab. 1** Roční maxima denní průměrné teploty [°C] ze stanice Milešovka.

1958	22,25	1969	24,5	1980	20,75	1991	24,65
1959	25,25	1970	21,75	1981	22,5	1992	25,85
1960	22,55	1971	24,05	1982	23,25	1993	21,95
1961	23,95	1972	23,8	1983	26,75	1994	26,75
1962	24,15	1973	23,2	1984	25,05	1995	22,95
1963	25,45	1974	25,8	1985	22,3	1996	22
1964	23,9	1975	22,25	1986	23	1997	21,65
1965	22,75	1976	25,65	1987	21,5	1998	25,1
1966	23,9	1977	20,25	1988	23,1	1999	24,1
1967	24,45	1978	21,5	1989	24,55	2000	26,9
1968	22	1979	23,4	1990	24,9	2001	24,2

Z teorie extrémních hodnot vyplývá, že distribuční funkce náhodné veličiny  $X_n$ , kde  $X_n$  je maximum z posloupnosti  $n$  nezávislých realizací proměnné  $X$ , konverguje dle následující věty k tzv. zobecněnému rozdělení extrémních hodnot.

**Věta:** Jestliže existuje posloupnost konstant  $a_n > 0$  a  $b_n$ , pro kterou

$$P\left(\frac{X_n - b_n}{a_n} \leq z\right) \rightarrow G(z), \quad \text{pro } n \rightarrow \infty,$$

kde  $G$  je nedegenerovaná distribuční funkce, potom  $G$  náleží do třídy zobecněného extrémního rozdělení, které má tvar:

$$G(z) = \exp\left(-\left(1 + \gamma \frac{z - \beta}{\alpha}\right)^{-1/\gamma}\right).$$

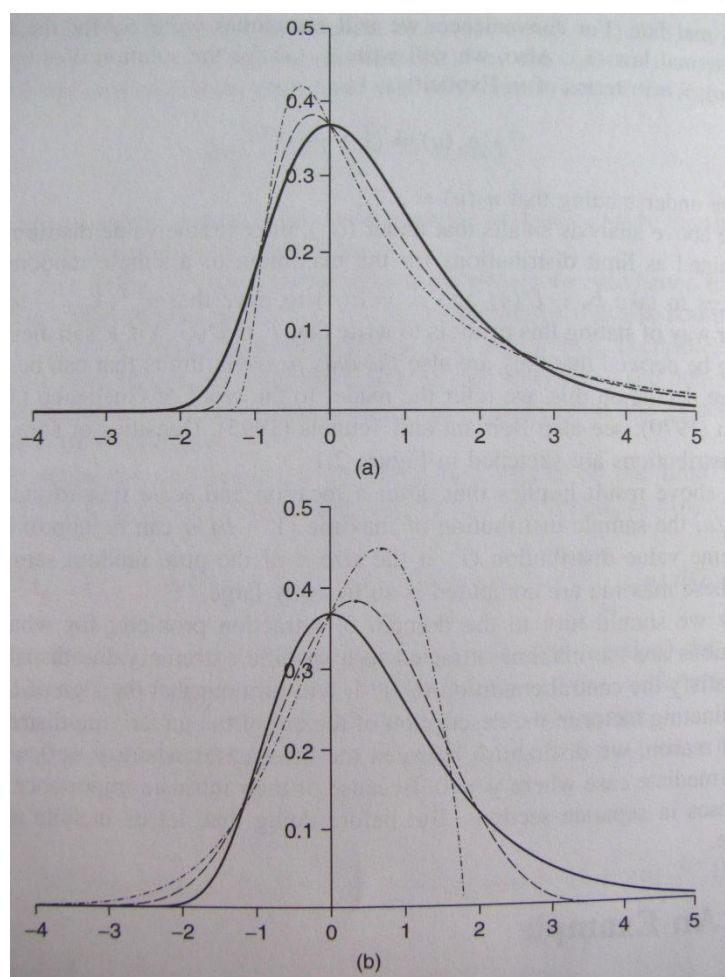
Rozdělení je definováno pro  $\{z : 1 + \gamma \frac{z - \beta}{\alpha} > 0\}$ , kde  $-\infty < \beta < \infty$ ,  $\alpha > 0$ ,  $-\infty < \gamma < \infty$  (Chabičovský, 2011).

### 2.3 Zobecněné rozdělení extrémních hodnot

Z uvedené věty vyplývá, že rozdělení nezávislých maxim z posloupnosti  $n$  hodnot může být aproximováno zobecněným rozdělením extrémních hodnot (dále jen GEV z anglického Generalized Extreme Value distribution) za předpokladu dostatečně vysoké hodnoty  $n$ . V souladu s větou má distribuční funkce GEV rozdělení následující tvar

$$F(x) = \begin{cases} \exp\left\{-\left[1 + \gamma \left(\frac{x - \beta}{\alpha}\right)\right]^{-1/\gamma}\right\}, & 1 + \gamma \left(\frac{x - \beta}{\alpha}\right) > 0, \gamma \neq 0. \\ \exp\left\{-\exp\left(-\frac{x - \beta}{\alpha}\right)\right\}, & x \in \mathbb{R}, \gamma = 0. \end{cases} \quad (2.5)$$

Ve vztahu (5) je  $\alpha$  parametr měřítka,  $\beta$  je parametr polohy a  $\gamma$  je parametr tvaru, někdy též označovaný jako EVI index (z anglického Extreme Value Index). Hodnota parametru  $\gamma$  je klíčová pro analýzu extrémních hodnot, neboť určuje tvar křivky hustoty pravděpodobnosti na krajích GEV rozdělení, a to zejména, jak rychle se hustota pravděpodobnosti přibližuje k 0 (obr. 2).



**Obr. 2** Tvar křivky hustoty pravděpodobnosti GEV rozdělení. (a) Nepřerušovaná čára značí hustotu Gumbelova rozdělení ( $\gamma = 0$ ), přerušovaná hustotu rozdělení GEV pro hodnotu parametru  $\gamma = 0,28$  a přerušovaná tečkovaná hustotu GEV rozdělení pro hodnotu  $\gamma = 0,56$ ; (b) Nepřerušovaná čára značí hustotu Gumbelova rozdělení ( $\gamma = 0$ ), přerušovaná hustotu rozdělení GEV pro hodnotu parametru  $\gamma = -0,28$  a přerušovaná tečkovaná hustotu GEV rozdělení pro hodnotu  $\gamma = -0,56$ . Zdroj Beirlant et al. (2005).

V případě, kdy se parametr  $\gamma = 0$ , dostáváme dvouparametrické rozdělení, které se nazývá Gumbelovo. Toto rozdělení je jedním z dalších teoretických rozdělení extrémních hodnot používaných v meteorologii. Hlavním rozdílem mezi tříparametrickým GEV rozdělením a Gumbelovým dvouparametrickým rozdělením je třetí parametr  $\gamma$ . Ten umožňuje zlepšit odhad pravděpodobnosti nepřekročení na krajích rozdělení, pokud se extrémní hodnoty od Gumbelova rozdělení odchylují (Kyselý, 2005).

Kvantilová funkce GEV rozdělení má tvar

$$\begin{cases} Q(p) = \beta + \alpha \frac{(\frac{1}{\log(1/p)})^{\gamma-1}}{\gamma}, & \gamma \neq 0 \\ Q(p) = \log\left(\frac{1}{\log(1/p)}\right), & \gamma = 0, \end{cases} \quad (2.6)$$

kde  $Q(p)$  je kvantil odpovídající pravděpodobnosti nepřekročení  $p \in (0, 1)$  (Wilks, 2006).



Parametry distribuční funkce jsou obvykle počítány pomocí metody maximální věrohodnosti, nebo pomocí metody L-momentů, případně obecně jakoukoliv metodou momentů. Metoda L-momentů se více používá pro málo rozsáhlé soubory dat. Metodou maximální věrohodnosti se dají lépe simulovat různé vlivy, například možnost, že jeden či více parametrů distribuční funkce mohou mít trend v důsledku klimatické změny (Wilks, 2006). Pro první odhad parametrů se dá použít data analytická metoda s použitím QQ - grafu (podrobněji v kapitole 2.4).

Abychom mohli rozdělení extrémních hodnot použít, potřebujeme mít soubor nezávislých dat, která budeme rozdělením aproximovat. Typickou volbou pro získání dat je použití již zmíněné metody blok maxim, kdy se vybírají roční (případně i jiná, například čtvrtletní) maxima z hodnot proměnné. Potenciální nevýhodou tohoto přístupu je, že velká část dat není použita včetně hodnot, které sice nejsou největší v daném roce, ale mohou být větší než maxima z let jiných. Jinou možností, jak získat soubor extrémních hodnot, je vzít hodnoty, které jsou větší než zvolený práh. Tato metoda se nazývá peaks-over-threshold nebo zkráceně jen POT. U této metody je potřeba dát pozor, zda vybrané hodnoty reprezentují odlišné události, a jsou tedy nezávislé (Wilks, 2006). Pro distribuční funkci GEV je metoda blok maxim vhodná v případě dostatečné velikosti souboru dat (Klein Tank et al., 2009).

Teoretických rozdělení extrémních hodnot, pomocí kterých je možno odhadovat pravděpodobnosti, existuje celá řada. Kromě již zmíněných rozdělení GEV a Gumbelova rozdělení, jež jsou použitelné vcelku univerzálně, to jsou například následující tříparametrická rozdělení: zobecněné logistické rozdělení, lognormální rozdělení či Pearsonovo rozdělení třetího druhu a čtyřparametrické kappa rozdělení (Kyselý, 2005).

## 2.4 Metody výpočtu parametrů GEV

V této kapitole se pokusím nastínit některé metody používané k výpočtu parametrů GEV. Začneme data analytickou metodou s použitím QQ – grafu. Poté se podíváme na nejběžnější metodu výpočtu a to metodu maximální věrohodnosti. Dále se podíváme na alternativní metodu výpočtu pomocí momentů, a to jak standardní metodu momentů, tak i tzv. „probability weighted moment“ metodu a metodu L-momentů. Některé další méně používané metody odhadu parametrů, například EM algoritmus (Expectation-Maximization algorithm), metodu nejlepších nezkreslených odhadů (best linear unbiased estimation), Bayesovské odhady, metodu nejmenších vzdáleností aj., zmiňují Wilks (2006) a Beirlant et al. (2005).

### 2.4.1 Data analytická metoda s použitím QQ – grafu

Výpočet parametrů GEV rozdělení pomocí této metody probíhá ve dvou krocích. V prvním kroku se odhaduje parametr  $\gamma$  pomocí kvantilové funkce (rovnice 2.6) a QQ grafu

$$\left( \left( \frac{\left( \frac{1}{\ln\left\{ \frac{n+1}{i} \right\}} \right)^{\gamma} - 1}{\gamma} \right), y_i \right), \quad (2.7)$$

kde  $y_i, i = 1, \dots, n$  jsou maxima ve vzestupném pořadí. Volíme hodnoty  $\gamma$  blízké nule a snažíme se maximalizovat korelační koeficient na QQ – grafu, tzn., aby hodnoty v grafu byly co nejlépe aproximovány přímkou. Následně pomocí metody nejmenších čtverců dopočteme zbývající parametr  $\alpha$ , který souvisí se sklonem přímky v grafu, a parametr  $\beta$ , který určuje posunutí přímky ve směru osy  $y$ .

### 2.4.2 Metoda maximální věrohodnosti

Jak již název napovídá, parametry jsou hledány pomocí maximalizace věrohodnostní funkce. Věrohodnostní funkce popisuje náhodný výběr  $X = (x_1, \dots, x_n)$  a při daných hodnotách  $x_i$  závisí pouze na hledaných parametrech rozdělení. Věrohodnostní funkce má tedy stejný tvar jako hustota pravděpodobnosti, ale její proměnnou není náhodná veličina  $X$ , ale parametry rozdělení. Metoda spočívá v tom, že se za odhad neznámých parametrů  $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_n)$  považuje ten, který maximalizuje věrohodnostní funkci při daných hodnotách  $x_i$ . Jako příklad si můžeme ukázat věrohodnostní funkci  $L$  pro dvouparametrické normální rozdělení s parametry  $\mu$  a  $\sigma$ , a  $n$  pozorování  $x_i, i = 1, \dots, n$ , která vypadá následovně (Wilks, 2006)

$$L(x_1, \dots, x_n | \mu, \sigma) = \left( \sqrt{2\pi\sigma^2} \right)^{-n} \prod_{i=1}^n \exp \left( -\frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2} \right). \quad (2.8)$$

Obvyklejší je pracovat s přirozeným logaritmem věrohodnostní funkce, jelikož je snazší ho maximalizovat. Po zlogaritmování dostaneme následující tvar log-věrohodnostní funkce

$$\ln L(x_1, \dots, x_n | \mu, \sigma) = -n \ln \left( \sqrt{2\pi\sigma^2} \right) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2. \quad (2.9)$$

K nalezení maxima log-věrohodnostní funkce nám ji stačí parciálně zderivovat podle jednotlivých parametrů

$$\frac{\partial L(\mu, \sigma)}{\partial \mu} = \frac{1}{\sigma^2} \left[ \sum_{i=1}^n x_i - n\mu \right] \quad (2.10)$$

a

$$\frac{\partial L(\mu, \sigma)}{\partial \sigma} = -\frac{n}{\sigma} + \frac{1}{\sigma^3} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2. \quad (2.11)$$

Položením derivací rovno nule a vyřešením soustavy takto získaných rovnic dostaneme

$$\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad \text{a} \quad \sigma = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}, \quad (2.12)$$

což jsou maximálně věrohodné odhady parametrů normálního rozdělení.

Pro více parametrické či složitější věrohodnostní funkce je mnohdy nemožné vypočítat hodnoty parametrů analyticky, proto se používají přibližné numerické metody výpočtu. To je i případ log-věrohodnostní funkce pro GEV rozdělení, která vypadá následovně (Chabičovský, 2011)

$$\ln L(x_1, \dots, x_n | \alpha, \gamma, \beta) = -n \ln \alpha \left( \frac{1}{\gamma} + 1 \right) \sum_{i=1}^n \ln \left( 1 + \gamma \frac{x_i - \beta}{\alpha} \right) - \sum_{i=1}^n \left( 1 + \gamma \frac{x_i - \beta}{\alpha} \right)^{-\frac{1}{\gamma}} \quad (2.13)$$

pro  $1 + \gamma \frac{x_i - \beta}{\alpha} > 0, i = 1, \dots, n$ . Jednou z používaných metod v tomto případě je multidimenzionální generalizace Newton-Raphsonovy metody (viz například Press et al., 1986). Ta vychází ze zkráceného Taylorova rozvoje derivace log-věrohodnostní funkce

$$L'(\theta^*) \approx L'(\theta) + (\theta^* - \theta)L''(\theta), \quad (2.14)$$

kde  $\theta = (\alpha, \beta, \gamma)$  značí počáteční odhad parametrů a  $\theta^* = (\alpha^*, \beta^*, \gamma^*)$  představuje výsledné hodnoty parametrů. Z rozvoje (2.14) plyne, že pro výpočet kořenů  $\theta^*$  první derivace log-věrohodnostní funkce  $L'(\theta^*)$ , musíme kromě první derivace log-věrohodnostní funkce  $L'(\theta)$  také vypočítat její druhou derivaci  $L''(\theta)$ . Položíme-li pravou stranu rozvoje (2.14) rovno nule, dostaneme pro  $\theta^*$  následující vztah

$$\theta^* = \theta - \frac{L'(\theta)}{L''(\theta)}. \quad (2.15)$$

Výpočet parametrů začínáme s počátečním odhadem  $\theta$ . Ten můžeme získat například pomocí data analytické metody s použitím QQ – grafu. Následně dostaneme přesnější odhad  $\theta^*$ , který poslouží jako počáteční odhad pro další zpřesnění. Takto pokračujeme tak dlouho, dokud odhad parametrů nesplní námi požadovanou přesnost, tj. další zpřesnění vede ke změně hodnot parametrů, která je menší než námi zvolená mez.

Metoda je vhodná pro velké soubory dat. Pro soubory, s kterými se v praxi pracuje, tedy malé a střední velikosti, nemusí poskytovat nejlepší výsledky. Martins (2000) uvádí,

že pro soubory malé velikosti mohou hodnoty parametru tvaru  $\gamma$ , získané pomocí metody maximální věrohodnosti, nabývat absurdních hodnot. Metoda je navíc výpočetně poměrně složitá a obtížně aplikovatelná na některá rozdělení (Kyselý, 2005). Pro malé soubory získáme lepší odhady pomocí momentových metod, které jsou navíc výpočetně jednodušší (Kharin, 2000).

### 2.4.3 Standardní momentová metoda

Je metodou pro konstrukci bodových odhadů neznámých parametrů známých rozdělení, která spočívá v tom, že porovnáváme výběrové momenty získaných dat s teoretickými momenty předpokládaného rozdělení s hustotou pravděpodobnosti  $f(x)$  (Wilks, 2006).

Teoretický  $k$ -moment je dán rovnicí

$$E[X^k] = \int_{-\infty}^{\infty} x^k f(x, \theta) dx \quad (2.16)$$

a  $k$ -výběrový moment

$$M_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i^k, \quad (2.17)$$

pro  $k = 1, 2, \dots$  podle toho kolik odhadujeme parametrů. Parametry vypočítáme ze soustavy rovnic získané položením rovnosti mezi teoretické momenty a výběrové momenty souboru:  $E[X^k] = M_k$ .

Odhady parametrů funkce GEV, získané metodou momentů, vypadají následovně (Martins et al., 2000)

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= \hat{\mu} - \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\gamma}} \{1 - \Gamma(1 + \hat{\gamma})\}, \\ \hat{\alpha} &= \frac{\hat{\sigma}|\hat{\gamma}|}{\{\Gamma(1 + 2\hat{\gamma}) - [\Gamma(1 + \hat{\gamma})]^2\}^{1/2}}, \\ \hat{\kappa} &= \text{sign}(\hat{\gamma}) \frac{-\Gamma(1 + 3\hat{\gamma}) + 3\Gamma(1 + \hat{\gamma})\Gamma(1 + 2\hat{\gamma}) - 2[\Gamma(1 + \hat{\gamma})]^3}{\{\Gamma(1 + 2\hat{\gamma}) - [\Gamma(1 + \hat{\gamma})]^2\}^{3/2}}. \end{aligned} \quad (2.18)$$

V rovnicích (2.18) značí  $\Gamma()$  gama funkci a  $\hat{\mu}$ ,  $\hat{\sigma}$  a  $\hat{\kappa}$  jsou výběrový průměr, směrodatná odchylka a špičatost. Explicitní řešení pro parametr  $\gamma$  neexistuje. Rovnice se tedy řeší numericky (Martins et al., 2000).

Hlavní nevýhodou této metody je citlivost odhadu vyšších momentů na odlehlá pozorování. To se projevuje především u rozdělení s více než dvěma parametry, jež jsou obvykle používána k modelování extrémních hodnot (Kyselý, 2005). Metodu

nedoporučuje používat světová meteorologická organizace, protože má tendenci podhodnocovat dobu opakování odlehlých hodnot (Klein Tank et al., 2009).

#### 2.4.4 Probability weighted moment

Probability weighted moment (dále jen PWM) je další metoda na odhad parametrů. Je založena na stejném principu jako standartní momentová metoda. V tomto případě však porovnáváme „pravděpodobnostně“ vážené momenty dané rovnicí (Diebolt et al., 2008)

$$E[X^p(F(X))^r(1-F(X))^s], \text{ kde } p, r, s \in \mathbb{R}, \quad (2.19)$$

s výběrovými momenty. Pro výpočet parametrů GEV pomocí PWM se v případě, kdy je parametr  $\gamma \neq 0$ , nastaví  $p = 1$ ,  $r = 0, 1, 2$  a  $s = 0$ . (Hosking et al., 1985).

PWM odhady  $(\hat{\alpha}, \hat{\gamma}, \hat{\beta})$  parametrů GEV rozdělení  $(\alpha, \gamma, \beta)$  získáme vyřešením soustavy rovnic

$$\begin{aligned} \beta_0 &= \beta - \frac{\alpha}{\gamma}(1 - \Gamma(1 - \gamma)) \\ 2\beta_1 - \beta_0 &= \frac{\alpha}{\gamma}\Gamma(1 - \gamma)(2^\gamma - 1) \\ \frac{3\beta_2 - \beta_0}{2\beta_1 - \beta_0} &= \frac{3^\gamma - 1}{2^\gamma - 1}, \end{aligned} \quad (2.20)$$

v nichž musíme nahradit  $\beta_r$  nestranným odhadem

$$\hat{\beta}_r = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \left( \prod_{l=1}^r \frac{j-l}{n-l} \right) X_{j,n}, \quad (2.21)$$

kde  $(X_{1,n}, \dots, X_{n,n})$  jsou vzestupně seřazené hodnoty GEV rozdělení.

Kromě již zmíněných nevýhod (viz kapitola 2.4.3) má použití PWM a standartní momentové metody další nevýhody. V případě, že je parametr rozdělení  $\gamma \geq 1$ , momentové a PWM odhady neexistují. Dále mohou být získané odhady v rozporu s daty, takže pro  $\gamma < 0$  mohou některá pozorování na pravém konci rozdělení spadnout mimo rozdělení, tj. nabývají vyšší hodnoty, kterou rozdělení není schopno popsat. Příklad je na obr. 2, kde pro hodnotu parametru  $\gamma = -0,56$  realizace proměnné  $X$ , které mají větší hodnotu než 2, již leží mimo rozdělení. Zmíněné problémy částečně řeší tzv. „Elemental percentile“ metoda zavedená v (Castillo a Hadi, 1997) a metoda L-momentů, kterou ještě zmíním pro její praktický význam v meteorologických aplikacích.

#### 2.4.5 Metoda L-momentů

Jedná se o poměrně novou alternativní metodu výpočtu parametrů teoretických rozdělení, kterou navrhl Hosking (1990). Její hlavní předností je výpočetní jednoduchost a poměrně dobré výsledky pro malé a střední výběry. Metoda je vhodnější k odhadu parametrů

rozdělení v praktických aplikacích (například teplotních extrémů) než metoda maximální věrohodnosti. Metodu lze doporučit pro odhad parametrů meteorologických extrémů v ČR (Kyselý, 2005).

L-momenty jsou lineární kombinace realizací vybrané proměnné, pomocí nichž lze úplně popsat jakékoli rozdělení (například Storch a Zwiers, 1999). Výhodou této metody, oproti předchozím momentovým metodám je, že vyšší L-momenty (3 a vyšší) mohou být z výběru odhadnuty spolehlivěji a nejsou tolik citlivé na odlehlé hodnoty (Kyselý, 2005).

Metoda je založena na stejném principu jako předchozí momentové metody. Porovnáváme tedy teoretické L-momenty s příslušnými odhady L-momentů. Parametry pro GEV rozdělení získáme, když první tři L-momenty  $l_1, l_2, l_3$ , které vypadají následovně (Hosking et al., 1985)

$$\begin{aligned} l_1 &= \beta + \frac{\alpha}{\gamma}(1 - \Gamma(1 + \gamma)), \\ l_2 &= \frac{\alpha}{\gamma}(1 - 2^{-\gamma})\Gamma(1 + \gamma), \\ l_3 &= \frac{\alpha}{\gamma}\Gamma(1 + \gamma)(-1 + 3 \cdot 2^{-\gamma} - 2 \cdot 3^{-\gamma}), \end{aligned} \quad (2.22)$$

položíme rovny odpovídajícím odhadům  $\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2, \hat{\lambda}_3$ .

Odhady parametrů  $\hat{\alpha}, \hat{\beta}, \hat{\gamma}$  pro GEV rozdělení jsou potom dány vztahy (Hosking et al., 1985)

$$\begin{aligned} \hat{\alpha} &= \frac{\hat{\lambda}_2 \hat{\gamma}}{(1 - 2^{-\hat{\gamma}})\Gamma(1 + \hat{\gamma})}, \\ \hat{\beta} &= \hat{\lambda}_1 - \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\gamma}}\{1 - \Gamma(1 + \hat{\gamma})\}, \\ \hat{\gamma} &= 7,8590c + 2,9554c^2, \end{aligned}$$

kde  $c = \frac{2}{3 + \frac{\hat{\lambda}_3}{\hat{\lambda}_2}} - \frac{\ln 2}{\ln 3}$ . Využití L-momentů není omezeno pouze na odhady parametrů

rozdělení. Pomocí diagramů L-momentů (například graf L-špičatosti vůči L-šikmosti) lze stanovit jakému rozdělení nejlépe vyhovují pozorovaná data. Jiné využití L-momentů je při kontrole dat nebo při testování homogenity regionů z hlediska statistických charakteristik extrémních hodnot (Kyselý, 2005). Určení takto homogenních oblastí je nezbytné pro další moderní metodu odhadu parametrů GEV rozdělení, tzv. ROI metodu (z anglického Region Of Influence), která je vhodná pro analýzu extrémních srážkových úhrnů na stanicích (Gaál a Kyselý, 2009). ROI metoda používá k odhadu parametrů nejenom srážková data na příslušné stanici, ale také data v homogenním okolí stanice.

### 3 Extremita meteorologických událostí

V minulé kapitole jsme se zabývali vyjádřením extremity hodnot. V této kapitole se podíváme na extremitu meteorologických událostí. U nich nás, na rozdíl od extremity hodnot, kde jde o bodovou informaci, zajímá časové a prostorové rozdělení extrémních hodnot.

Hodnocení extremity meteorologických událostí není vyřešenou záležitostí. Řada mezinárodních projektů je zaměřena na hledání mnoha různých indexů, které hodnotí extremitu událostí (například projekt ECA&D), ale obecně neexistuje univerzální metoda, kterou by bylo možné použít pro rozhodnutí, zda je událost extrémní či ne. Je to způsobeno tím, že události se můžou lišit v mnoha faktorech ovlivňující extremitu. A to například v délce trvání, intenzitě, prostorovém rozsahu, socioekonomických dopadech atd. V tomto smyslu tak neexistuje jednotná definice extrémní události. Beniston et al. (2007) uvádí tři různé způsoby definice extremity na základě vzácnosti/„rarity“, intenzity/„intensity“ a závažnosti, resp. i události z hlediska dopadů/„severity“:

- Vzácné události nastávají s relativně malou frekvencí.
- Intenzivní jsou události, které mají relativně malé/velké hodnoty tj. mají velkou odchylku od normálu. Událost, která je intenzivní, nemusí být zároveň vzácná. Například spadne-li málo srážek za určité období, hodnota srážky může být vzdálená od průměrné srážky, ale tento jev může nastávat často.
- Ničivé jsou události, jež působí ve velkém socioekonomické ztráty. Severity je komplexní kritérium, protože ničující dopady se mohou projevit, i když jev není ani vzácný, ani intenzivní.

Vzácnosti se často používá k hodnocení extremity srážkových událostí. Intenzity je využíváno k hodnocení například horkých vln a sucha a pomocí ničivosti se často hodnotí extremita větrných bouří. Stručnému popisu vybraných typů extrémních událostí jsou věnovány následující kapitoly.

#### 3.1 Větrné bouře

Cyklony vznikající v severním Atlantiku jsou často spojeny s vysokými rychlostmi větru v Evropě, hlavně v pobřežních oblastech a v horských regionech. Rychle vznikající cyklony

mohou zapříčinit vznik extrémního počasí, například větrných bouří, které způsobují škody na přírodních ekosystémech a zasahují také socioekonomické sektory (Beniston et al., 2007). Jelikož jsou větrné bouře velmi nebezpečné, je potřeba umět posoudit jejich závažnost. Závažnost větrné bouře závisí na mnoha faktorech. Důležité je místo výskytu, dráha, po které se bouře pohybuje, maximální rychlost větru, velikost zasaženého území a doba trvání (Della-Marta et al., 2009). Základním nástrojem na vyjádření extremity větrné bouře je tzv. Storm Severity Index.

### 3.1.1 Storm Severity Index

Všechny faktory, které se podílejí na závažnosti větrné bouře, bere v potaz Lambův (1991) Storm Severity Index, který je běžným nástrojem pro měření ničivosti větrných bouří. Lamb v konstrukci indexu vycházel z třetí mocniny rychlosti větru, velikosti postiženého území a doby trvání události. Dynamický tlak větru je úměrný čtverci rychlosti větru a síla větru (jeho destrukční síla) je závislá na pohybu vzduchové hmoty. Třetí mocnina rychlosti větru tak vyjadřuje kombinovaný efekt dynamického tlaku a síly větru. Třetí mocniny rychlosti větru k posuzování ničivosti větrných bouří použili i další autoři, například Palutikof a Skellern (1991).

V poslední době Leckebusch et al. (2008) modifikovali Lambův index a vytvořili objektivní míru ničivosti větrných bouří pro severovýchodní oblast Atlantiku. Hodnota indexu je počítána z gridových bodů, v kterých byla překročena lokální prahová hodnota rychlosti větru. Důvodem použití prahové hodnoty je ten, že vítr způsobuje škody až od určité rychlosti. K výpočtům indexu použili následující rovnici

$$SSI_{T,K} = \sum_t^T \sum_k^K \left[ \left( \max \left( 0, \frac{v_{k,t}}{v_{perc,k}} - 1 \right) \right)^3 * A_k \right], \quad (3.1)$$

kde  $t$  představuje časový krok,  $k$  reprezentuje jednotlivé gridové body,  $v$  je denní maximální rychlost větru,  $v_{perc}$  je definována jako lokální 90., nebo 95., nebo 98. percentil denního maxima rychlosti větru a  $A$  je plocha grid boxu. Výsledná hodnota modifikovaného indexu je tedy pro daný časový úsek úměrná zasažené ploše a třetí mocnině normované kladné odchylky denní maximální rychlosti větru od lokální prahové hodnoty  $v_{perc}$ . Použití lokálního prahu rychlosti větru umožňuje vzít v potaz, že místní socioekonomické subjekty jsou přizpůsobeny lokální klimatologii větru, tedy stejná absolutní rychlost větru může způsobit rozdílné škody v různých oblastech.

Autoři dále rozdělují SSI na dva odlišné indexy. Na jedné straně SSI, který je počítán pro celé zasažené území a pro každý den zvlášť, tzv. „Area“ SSI. V této definici jsou všechny body, ve kterých byla během dne překročena prahová hodnota, zahrnuty do výpočtu



indexu. To může mít za následek, že do hodnoty indexu bude zahrnuto více časově i prostorově rozdílných událostí. Druhou možností je „Event“ SSI, kdy se hodnota indexu počítá pro časový úsek odpovídající jen jedné události.

### 3.2 Horké vlny

Epizody horkých vln negativně ovlivňují hydrologické poměry, vegetaci, zemědělství, úmrtnost a mnoho dalšího. Jejich výskyt se v průběhu 20. století zvýšil (Frich et al., 2002). Dle studií provedených na základě globálních klimatických modelů se jejich výskyt v průběhu 21. století pravděpodobně ještě zvýší. Studie na základě modelu HIRHAM (regionální klimatický model Dánského meteorologického institutu) říká, že se na konci 21. století v oblasti střední Evropy může vyskytovat stejné množství tropických dní ( $T_{\max} > 30\text{ °C}$ ) jako se v současnosti vyskytuje v jižní Evropě (Beniston, 2007).

Možné definice horkých vln se liší v závislosti na použitých prahových hodnotách pro délku trvání a abnormalitu zaznamenaných teplot. Robinson (2001) definuje epizodu horké vlny jako období nejméně 6 po sobě jdoucích dnů s maximální teplotou překračující 90. percentil průměrné denní teploty z 30 letého referenčního období 1961-1990, vypočtené pro každý den pomocí pětidenního klouzavého průměru. Huth et al. (2000) označuje za horkou vlnu nejdelší nepřetržité období, ve kterém je maximální denní teplota větší než  $T_1$  alespoň ve třech dnech, průměrná maximální denní teplota období je alespoň  $T_1$  a maximální denní teplota během období neklesne pod teplotu  $T_2$ . Pro Českou republiku volil teplotu  $T_1=30\text{ °C}$  a  $T_2=25\text{ °C}$ , což odpovídá mezním teplotám pro tropický a letní den. Minimální doba trvání jsou 3 dny. Definice umožňuje označit dvě období tropických dnů oddělených slabým poklesem teploty za jednu horkou vlnu.

Beniston (2007) zmiňuje čtyři indexy k hodnocení extremity období horkých vln. Jsou to následující indexy:

- HWN (Heat Wave Number) – Počet vln v daném časovém období.
- HWF (Heat Wave Frequency) – Celková délka trvání všech epizod v daném časovém období. Měřeno ve dnech.
- HWD (Heat Wave Duration) – Doba trvání nejdelší vlny ze všech vln, které v daném období nastaly. Měřeno ve dnech.
- HWI (Heat Wave Intensity) – Největší rozdíl mezi teplotou, která byla naměřena, a prahovou hodnotou ze všech vln, které za dané období nastaly. Měřeno ve stupních na den.

### 3.3 Sucho

Sucho je opakující se fenomén, který sužuje lidstvo v průběhu celých dějin. Působí na přírodní prostředí, ekosystémy a mnoho socioekonomických sektorů, jako jsou zemědělství, doprava, zásobování vodou a moderní výrobní systémy. Šíře postižených oblastí je natolik velká, že je problém jednoznačně definovat pojem sucha (Heim, 2002).

Termín sucho vyjadřuje relativně krátkodobou zápornou odchylku vodní bilance od normálu, stav, kdy výdej vody v krajině převažuje nad jejím přívodem. Primární příčinou bývá nedostatek srážek. Spolupůsobení dalších meteorologických prvků, zejména vyšší teploty vzduchu, intenzivnější proudění vzduchu, případně nízké relativní vlhkosti, může významně přispět k prohloubení důsledků nedostatku vody (Brázdil et al., 2007). Protože prakticky nejde odvodit obecně platnou a různými disciplínami uznávanou definici sucha, většina autorů rozlišuje čtyři typy sucha, které definovala Americká meteorologická společnost (AMS, 1997) podle jeho dominujících projevů, a to sucho meteorologické, zemědělské, hydrologické a socioekonomické. Mezi jednotlivými typy sucha existuje zřejmá časová posloupnost, přičemž jeho jednotlivé projevy se mohou vyskytovat současně. Meteorologické sucho, které lze definovat jako zápornou odchylku srážek od normálu určitého časového období, má za následek vysušení povrchové vrstvy půdy, což ve vegetačním období může způsobit zemědělské sucho. Nástup zemědělského sucha může být oproti meteorologickému suchu opožděn. Záleží na předchozí nasycenosti půdy. Dlouhodobý nedostatek srážek, který způsobuje snížení říčního odtoku, hladiny podzemní vody, hladiny nádrží a jezer, vede k hydrologickému suchu. Hydrologické sucho přetrvává i dlouho po odeznění meteorologického sucha. Socioekonomické sucho vzniká kombinací meteorologického, zemědělského a hydrologického sucha. Působí na hospodářství, ale třeba i na lidské zdraví.

Mezinárodní meteorologická organizace (WMO, 2006) sucho všeobecně definuje jako období s dlouhodobou absencí či významným nedostatkem srážek vedoucím k nedostatku vody pro různé aktivity nebo jako dostatečně dlouhé období abnormálně suchého počasí, které způsobuje nerovnováhu hydrologického režimu.

Numerické metody vyjádření sucha jsou potřeba pro porovnání sucha mezi jednotlivými místy na Zemi a také k porovnání historických událostí. Díky množství definic sucha není možné vytvořit jediný index. Navíc množství charakteristik sucha a široká oblast socioekonomických oblastí, které jsou suchem zasaženy, to velmi ztěžuje. Proto není možné, aby jeden index komplexně popsal intenzitu a závažnost sucha a jeho potenciální dopady (Heim, 2002).

Dále uvedu jen pár běžně používaných indexů k vyjádření extremity sucha. Více indexů se dá najít například v práci Heima (2002), který mapuje vývoj indexů sucha v průběhu 20. století ve Spojených státech amerických.

### 3.3.1 Standardizovaný srážkový index

Standardizovaný srážkový index (SPI) je definován jako normovaná hodnota úhrnu srážek za dané období, tedy SPI má normální rozdělení  $N(0,1)$ . SPI lze určit pomocí vztahu  $SPI = F^{-1}[G(\text{srážky})]$ , kde  $G$  je kumulativní distribuční funkce srážkových úhrnů (funkce je obvykle aproximována gama rozdělením) a  $F^{-1}$  je inverzní funkce normálního rozdělení  $N(0,1)$  (Brázdil et al., 2007).

Výchozím krokem při výpočtu SPI je nalezení funkce popisující rozložení měsíčních (i více měsíčních) srážkových úhrnů, přičemž se obvykle předpokládá, že je jí gama rozdělení. Podle Lloyd-Hughese a Sanderse (2002) je toto rozdělení vhodné pro studium sucha ve většině oblastí Evropy. Po odvození parametru gama rozdělení je následně vypočtena kumulovaná pravděpodobnost srážkového úhrnu v daném měsíci a transformována na hodnotu odpovídající normálnímu rozdělení. Takto zjištěná veličina je hodnotou SPI pro daný měsíc.

### 3.3.2 Langův dešťový faktor

Následky a charakter sucha nelze často vyjádřit pouze pomocí srážkového deficitu, ale je potřeba vzít v úvahu i výdajovou složku. Z tohoto důvodu některé indikátory posuzují epizodu sucha jako periodu nevyrovnanosti vodní bilance území. Jedním z nejstarších a nejjednodušších indikátorů, který se o tento přístup pokouší, je Langův dešťový faktor LDF či v zemědělství často aplikovaný Hydrotermický koeficient podle Seljaninova (Kurpelová et al., 1975). Obliba těchto indexů vychází především z jejich jednoduchosti. V případě LDF se jedná o podíl průměrného ročního úhrnu srážek a průměrné roční teploty vzduchu. Použití teploty ve vztahu ke srážkám má nahrazovat chybějící hodnoty potenciální evapotranspirace, které s hodnotami teplot vzduchu částečně korelují (Brázdil et al., 2007).

### 3.3.3 Palmerův index intenzity sucha

Palmer publikoval index intenzity sucha v 60. letech 20. století (Palmer, 1965). Slouží ke kvantifikaci sucha na velkém území s odlišnými půdními a klimatickými poměry. Při výpočtu hodnoty indexu se berou v úvahu předchozí srážky, půdní vlhkost a evapotranspirace. Znamená to tedy, že stejná hodnota Palmerova indexu v různých oblastech by měla mít přibližně i stejné ekonomické dopady. Při konstrukci indexu Palmer stanovil kritéria tak, aby ani srážkově nadprůměrný měsíc uprostřed období sucha příliš

neovlivnil hodnotu indexu. Stejně tak ani období s průměrnou srážkovou dotací následující po suchém období ještě neznamena konec sucha (Litschmann et al.). Indexy byly označeny jako nejlepší možné řešení kombinující vliv teploty a srážek pro hodnocení intenzity sucha. Palmerovy indexy se používají v různých oborech, jako jsou meteorologie, hydrologie, ekonomie a zemědělství (Brázdil et al., 2007)

Výpočet indexu vychází z vodní bilance území. V potaz se bere úhrn srážek za sledované období, aktuální obsah vody v půdě a výdej vody pomocí evapotranspirace. Velikost evapotranspirace se počítá pomocí Thornthwaitovy metody (Thornthwaite, 1948). Palmer při výpočtu redukoval půdní profil do dvou vrstev. Svrchní vrstvu orniční a spodní kořenovou. Dokud není orniční vrstva plně saturována vodou, nedochází k transportu vlhkosti do kořenové vrstvy. Povrchový odtok se do hodnoty indexu započítává až v okamžiku, kdy jsou obě vrstvy plně saturovány a zároveň je vyrovnáno množství vody spotřebované evapotranspirací v daném období. Dále Palmer, na základě klimatologické analýzy území, zavedl pojem *klimatologické optimum pro dané podmínky*, pomocí kterého je možné odvodit bezrozměrnou hodnotu indexu a porovnávat ji s údaji z jiných území či období. Rozdíl naměřených srážek a hodnoty *klimatologického optima* se označuje jako Z-index. Výpočet Palmerova indexu intenzity sucha vychází z hodnoty Z-indexu pro dané období a bere v potaz i jeho hodnoty v období předešlém. Přesný postup výpočtu je popsán v práci Heima (2002) či v práci Litschmana et al.

Hodnoty indexu nabývají kladných hodnot v případě srážkově nadnormálních období, záporných v obdobích srážkového deficitu. Nulová hodnota indexu vyjde v případě, kdy naměřené teploty vzduchu a srážky odpovídají teplotnímu a srážkovému normálu pro danou oblast.

### 3.4 Silné srážky

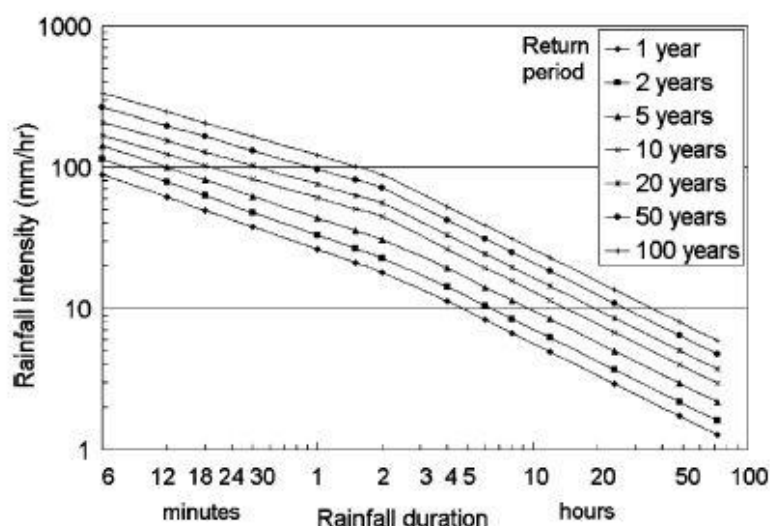
Silné srážky řadíme mezi přírodní rizika s největšími dopady na lidskou společnost především díky povodním, sesuvům půdy a bahnotokům, které mohou způsobit nejen velké materiální škody, ale i úmrtí (Kyselý, 2009). Velmi intenzivní a plošně omezené přívalové srážky z konvektivních bouří jsou odpovědné za „bleskové“ povodně zejména na menších tocích (Šálek et al., 2008). Jiný typ silných srážek, které trvají zpravidla několik dní a zasahují poměrně rozsáhlá území, způsobuje povodně na velkých tocích. Příkladem mohou být srážky, které zasáhly celou střední Evropu v červenci 1997 (Kundzewicz et al., 1999; Matějček a Hladný, 1999) a v srpnu 2002 (Ulbrich et al., 2003; Hladný et al., 2004). Tyto události, které nastaly v malém časovém odstupu, vedly k obavám, že silné srážkové události budou nastávat častěji než v minulosti. Po těchto událostech se začalo s výstavbou protipovodňových opatření, u kterých je potřeba rozhodnout, proti jak extrémním

událostem a následným povodním (vyjádřeným například dobou opakování) mají chránit. Aby bylo toto rozhodnutí možno učinit, je potřeba umět zhodnotit extremitu srážkových událostí.

K vyjádření extremity silných srážek se často používá definice vzácnosti (Coles et al., 2003). Beniston et al. (2007) například považuje jednodenní letní srážky za extrémní v případě, kdy jsou úhrny srážek větší než 95. percentil. Dobrým nástrojem, který umožňuje časoprostorovou analýzu extrémních srážkových událostí, jsou tzv. Severity Diagrams (SD diagramy) publikované v práci (Ramos et al., 2005).

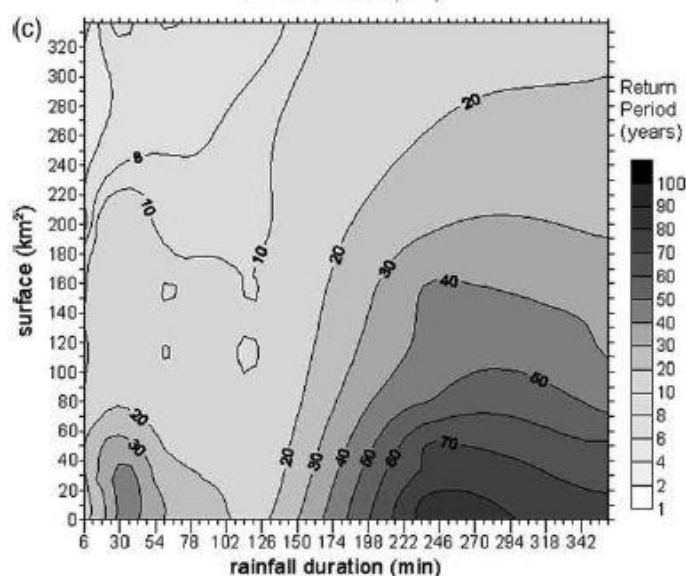
### 3.4.1 SD diagramy

Při konstrukci SD diagramů se používají IDF (Intensity – Duration – Frequency) křivky a ARF (Areal Reduction Factor). IDF křivka (obr. 3) se dá použít ke zjištění, jak intenzivní a vytrvalá srážka odpovídá dané době opakování ( $N$  – letosti), nebo naopak podle ní můžeme zjistit, jakou dobu opakování má změřená srážková událost. Konstrukce IDF křivky vychází z frekvenční analýzy řad maximálních bodových úhrnů srážek pro různou dobu trvání srážkové události. Více o konstrukci IDF křivek lze najít například u Stedinger et al. (1993). Kvůli tomu, že jsou IDF křivky konstruované z bodových úhrnů, jsou informace o srážkové události získané z IDF křivek platné jen pro omezenou oblast, a navíc s předpokladem rovnoměrné intenzity srážek v prostoru, což dobře nepopisuje skutečnost. Proto byl vyvinut ARF (Eagleson, 1970), který umožňuje propojit bodové a plošné charakteristiky srážek a následně navrhnout srážkové události s různým prostorovým rozsahem, různou dobou trvání a opakování.



**Obr. 3** IDF křivky pro Marseilles. Pro změřenou srážkovou událost jsme schopni z křivky zjistit její dobu opakování. A naopak pro danou dobu opakování se dá zjistit, jak intenzivní a vytrvalá srážková událost jí odpovídá. Zdroj Ramos et al. (2005).

SD diagramy jsou konstruovány následovně. Pro různé doby trvání srážkové události a různě velkou plochu se zjistí maximální plošná srážka na zasaženém území. Plošná srážka se vypočítá jako aritmetický průměr ze všech bodových měření v uvažované ploše. Pomocí ARF se určí bodový úhrn, který je ekvivalentní nalezenému maximu plošné srážky. Následně se z IDF křivky zjistí doba opakování takto určené bodové srážky. Zjištěná doba opakování odpovídá hledané době opakování plošné srážky pro uvažovanou velikost plochy a dobu trvání. V SD digramu (obr. 4) jsou pak tyto doby opakování zobrazeny jako funkce doby trvání srážky a velikosti plochy (Ramos et al., 2005).



**Obr. 4** SD diagram pro srážkovou událost v Marseilles 19. září 2000. Z diagramu je dobře vidět, že srážková událost měla dva vrcholy. První pro 30 minutový úhrn srážek, kdy byla zasažena oblast přes 20 km<sup>2</sup> epizodou s dobou opakování 40 let. Druhý, výraznější vrchol měla událost pro 4 hodinový úhrn srážek. Přitom byla zasažena oblast o velikosti 160 km<sup>2</sup> epizodou s dobou opakování 40 let. Zdroj Ramos et al. (2005).

## 4 Porovnání měr extremity

Pomocí vybraných měr z kapitoly 2 budu zkoumat kladné teplotní extrémy průměrných denních teplot a případné rozdíly v závislosti na použitých měřích a vstupních datech. Teplotní extrémy budu zkoumat jak absolutní (extremita teploty), které se budou vyskytovat v letních měsících roku, tak i relativní (abnormalita teploty), po odstranění ročního chodu teploty.

### 4.1 Data

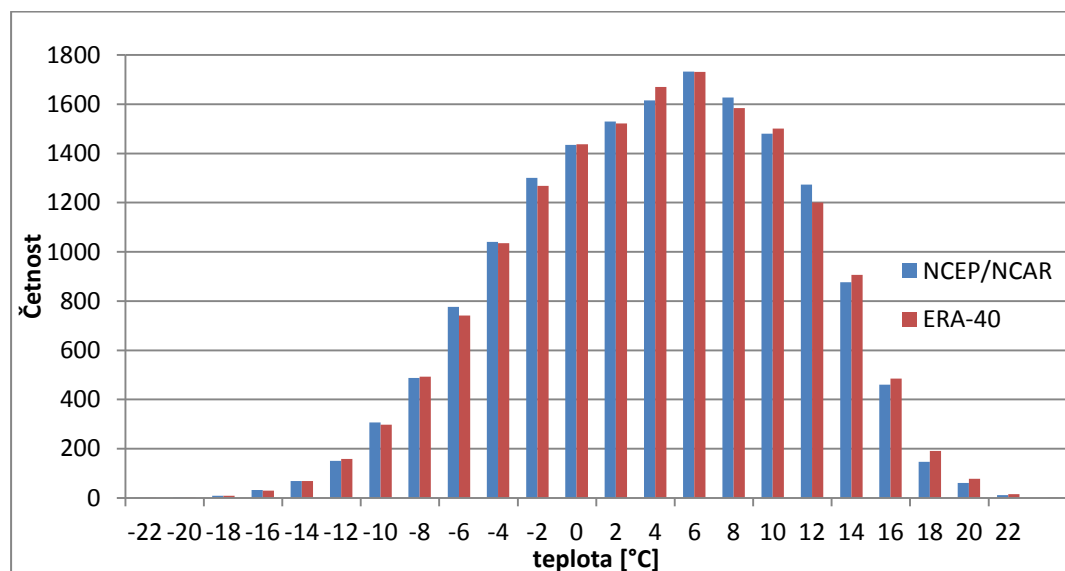
Pro porovnání měr budu používat teplotní řadu ze stanice Milešovka, kterou jsem získal z databáze ECA&D, a teplotní řady z reanalýz ECMWF ERA-40 (Uppala et al., 2005) a NCEP/NCAR (Kalnay et al., 1996) pro izobarickou hladinu 850 hPa a pro gridový bod 15° v. d. a 50° s. š, který leží na území České republiky.

Reanalýza ERA-40 pokrývá období od 1. září 1957 do 31. srpna 2002. Data z reanalýzy NCEP/NCAR jsou dostupná od roku 1948. Z Milešovky jsou data dostupná od roku 1905. Z důvodu možnosti porovnání byla použita data z období, které pokrývá reanalýza ERA-40. Obě reanalýzy mají horizontální rozlišení 2,5° a časové rozlišení 6 hodin (00 UTC, 6 UTC, 12 UTC, 18 UTC pro každý den). Z Milešovky je v databázi ECA&D volně dostupná maximální a minimální teplota pro každý den.

Porovnání teplotních řad z reanalýz s teplotní řadou z Milešovky má jistá úskalí. Prvním problémem jsou rozdílné typy teplot, které jsou k dispozici pro každý den. Díky tomu průměrná denní teplota spočtená jako aritmetický průměr z reanalyzovaných termínových teplot není dobře porovnatelná s „průměrnou denní“ teplotou spočtenou jako aritmetický průměr minimální a maximální teploty na Milešovce. Druhým problémem je, že z reanalýz mám k dispozici teplotu z tlakové hladiny 850 hPa, která odpovídá přibližně nadmořské výšce 1500 m n. m. Nadmořská výška Milešovky je jen 837 m n. m. Navíc v hladině 850 hPa již nemá zemský povrch takový vliv na teplotu, jako tomu je ve 2 metrech nad zemí v případě stanice na Milešovce. V následující podkapitole tedy zmíním pouze rozdíly mezi hodnotami z reanalýz ERA-40 a NCEP/NCAR.

#### 4.1.1 Porovnání reanalýz

Rozdělení hodnot obou reanalýz je vcelku podobné (obr. 5). Malý rozdíl mezi rozděleními hodnot reanalýz je na okrajích rozdělení. Na pravém okraji má více hodnot reanalýza ERA-40 a naopak na levém kraji je více hodnot v případě reanalýzy NCEP/NCAR.

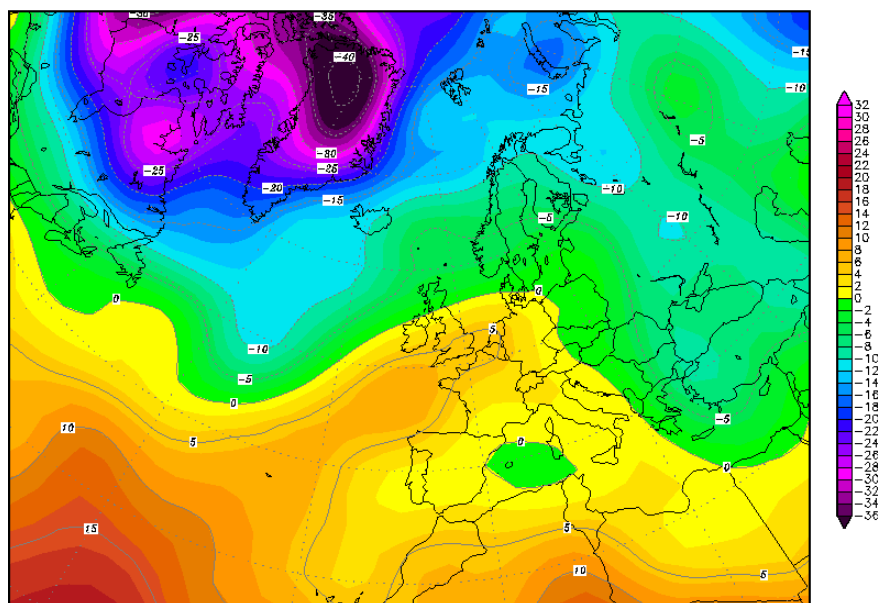


**Obr. 5** Histogram rozdělení hodnot průměrné denní teploty z reanalýz ERA-40 a NCEP/NCAR.

Prostým porovnáním průměrných denních teplot z obou reanalýz zjistíme, že maximální rozdíl v průměrné denní teplotě je 6,225 °C. Rozdíl v teplotách větší než 2 °C je u necelých 2 % hodnot (320 hodnot z 16 425) a rozdíl větší než 1 °C je u 17,9 % (2 941) hodnot. Více než 82% (13 484) hodnot se vejde do rozdílu 1 °C, což je dobrý výsledek. Rozdíly jsou patrně způsobeny použitím jiných interpolačních metod. To v případě výskytu například výrazné studené nebo teplé fronty v okolí stanic, které jsou používány pro získání vstupních dat pro interpolaci, může způsobit velké rozdíly. Největší rozdíl je pro 31. leden 1968. Na obr. 6 je vidět výrazné teplotní rozhraní, které se nachází ve zkoumaném gridovém bodě.

I přes zmíněné rozdíly v obou reanalýzách jsou dny s nejextrémnější průměrnou denní teplotou shodné.





Obr. 6 Teplota v hladině 850 hPa pro 31. leden 1968. Zdroj Wetterzentrale.de.

## 4.2 Teplotní extrémy

V této části se zaměřím na extrémy (absolutní i relativní) průměrných denních teplot pro jednotlivé datové řady.

### 4.2.1 Absolutní teplotní extrémy

Výskyt teplotních extrémů se dá očekávat v některém z letních měsíců. To se potvrdilo pro všechny datové řady a vždy více než tři čtvrtiny hodnot, které jsou větší než 99. percentil, jsou z července či srpna. V červnu se jich vyskytlo přibližně 13-15 % a v září 5-8 % v reanalýzách a jen 1 % na Milešovce. Počet naměřených takto definovaných nejvyšších hodnot pro jednotlivé datové řady a měsíce teplé poloviny roku je v tab. 2. Zajímavé je, že se v souboru nejvyšších průměrných denních teplot vyskytuje i teplota z října. Jedná se o teplotu z 15. října 2000 a vyskytuje se v řadách z reanalýz. Konkrétně jde o hodnotu 18,91 °C v reanalýze ERA-40, což je 54. nejvyšší hodnota, a hodnotu 18,225 °C v reanalýze NCEP/NCAR, což je 63. nejvyšší hodnota.

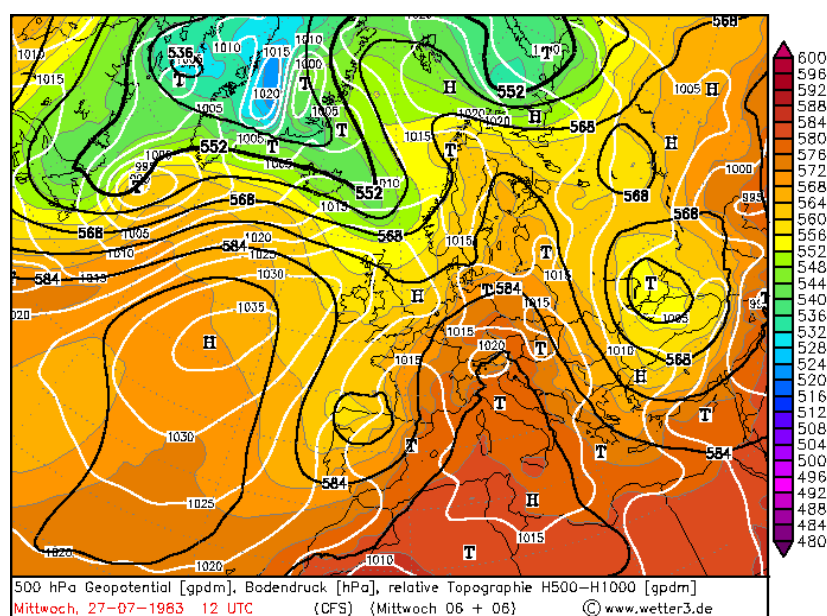
Tab 2 Rozdělení 1 % největších hodnot průměrné denní teploty mezi jednotlivé měsíce teplého pololetí.

	Milešovka		NCEP/NCAR		ERA-40	
	%	počet	%	počet	%	počet
květen	0,6	1	0,6	1	1,2	2
červen	15,2	25	12,8	21	13,4	22
červenec	45,8	75	37,2	61	34,8	57
srpen	37,2	61	43,9	72	41,5	68
září	1,2	2	4,9	8	7,9	13
říjen	0	0	0,6	1	1,2	2

Teploty větší než 99. percentil nabývají hodnot od 17 °C do 22,63 °C pro reanalýzu ERA-40, od 16,5 °C do 21,75 °C pro reanalýzu NCEP/NCAR a od 21,95 °C do 26,9 °C pro datovou řadu ze stanice Milešovka.

Absolutní maximum průměrné denní teploty se v řadách z reanalýz vyskytlo 27. července roku 1983. Je to den, ve kterém bylo na území České republiky naměřeno absolutní teplotní maximum 40,2 °C v Praze-Uhřetěvesi. V řadě z reanalýzy ERA-40 má tento den průměrnou denní teplotu 22,63 °C a v řadě z reanalýzy NCEP/NCAR 21,75 °C. V datové řadě z Milešovky se tento den, s průměrnou denní teplotou 26,75 °C (maximální denní teplota 33,5 °C), dělí o druhé až třetí místo s 29. červencem 1994 (maximální denní teplota 31,7 °C). Nejteplejším dnem byl na Milešovce 21. červen 2000, který měl průměrnou denní teplotu 26,9 °C (maximální denní teplota 34,7 °C). V datových řadách z evropské reanalýzy je 21. červen až na 39. místě s teplotou 19,21 °C, respektive na 24. místě s teplotou 19,3 °C v americké reanalýze. Druhá nejvyšší hodnota je v případě reanalýzy ERA-40 o 1,2 °C menší, v případě dat z NCEP/NCAR je druhá hodnota menší jen o 0,4 °C. Pro obě reanalýzy jde o 11. červenec 1984.

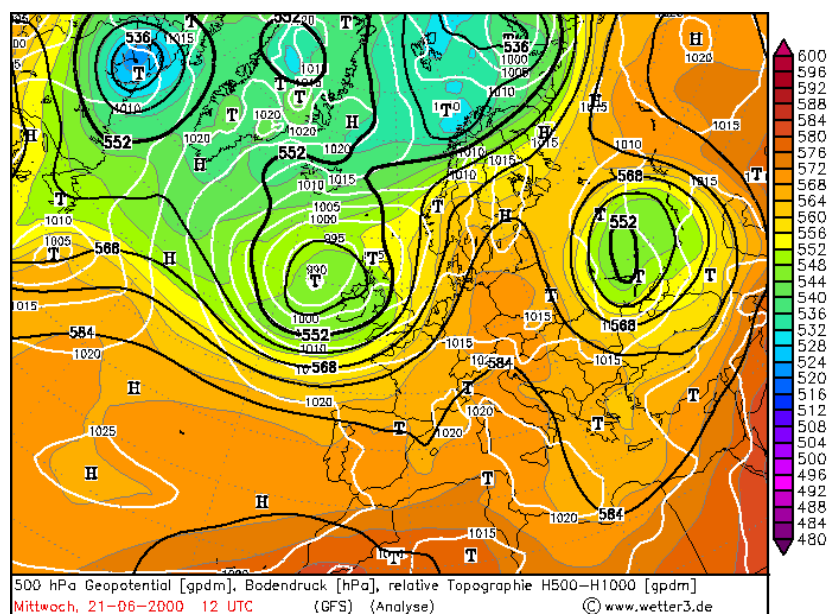
Synoptická situace při extrému z 27. července 1983 je na obr. 7. Situace se vyznačovala nevýrazným přízemním tlakovým polem v oblasti střední Evropy. Nad západní Evropou se ve výběžku vysokého tlaku vzduchu rozpadala studená fronta a před ní k nám vrcholil příliv velmi teplého vzduchu původem až z Afriky.



**Obr 7** Synoptická situace z 27. 7. 1983 nad Evropou a severním Atlantikem. Vyznačeny jsou přízemní tlak (bílé kontury), geopotenciální výška hladiny 500 hPa (černé kontury) a výška relativní topografie 500-1000 hPa (barevná škála), která je úměrná průměrné teplotě vrstvy 500-1000 hPa. Zdroj Wetter3.de.

Při absolutním teplotním extrému z Milešovky byla situace podobná té z roku 1983. Do střední Evropy od jihu zasahoval výškový hřeben vysokého tlaku vzduchu nad

nevýrazné přízemní tlakové pole, ale určující pro stav počasí byla tlaková níže s centrem jižně od Islandu, po jejíž přední straně k nám pronikal teplý vzduch od jihu (obr. 8).



**Obr 8** Synoptická situace z 21. 6. 2012 nad Evropou a severním Atlantikem. Vyznačeny jsou přízemní tlak (bílé kontury), geopotenciální výška hladiny 500 hPa (černé kontury) a výška relativní topografie 500-1000 hPa (barevná škála), která je úměrná průměrné teplotě vrstvy 500-1000 hPa. Zdroj Wetter3.de

#### 4.2.2 Relativní teplotní extrémy

Absolutní maximum teploty se díky ročnímu chodu vyskytuje v letních měsících roku. To ale neznamena, že teplota 15 °C, která je v porovnání s absolutním maximem 40,2 °C malá, nemůže být extrémní. Pokud se takto vysoká teplota vyskytne například 1. ledna, jedná se o abnormalitu teploty, která je extrémní. Abychom mohli abnormalitu zkoumat, je potřeba zbavit data ročního chodu. To jsem udělal následovně:

Pro každý den jsem průměrné denní teploty standardizoval, abych je zbavil ročního chodu ve střední hodnotě a směrodatné odchylce. Ke standardizaci jsem použil z-skóry

$$\hat{x} = \frac{x - \tilde{\mu}}{\tilde{\sigma}}, \quad (4.1)$$

kde  $\hat{x}$  je standardizovaná hodnota průměrné denní teploty  $x$ ,  $\tilde{\mu}$  je shlazená střední hodnota a  $\tilde{\sigma}$  je shlazená směrodatná odchylka pro daný kalendářní den. Ke shlazení střední hodnoty a směrodatné odchylky jsem použil Gaussův filtr. Pro každý kalendářní den  $j$  byly vypočteny shlazená střední hodnota a shlazená směrodatná odchylka následovně

$$\tilde{\mu}_j = \frac{\sum_{jj=j-k}^{j+k} (\mu_{jj} G(jj, j))}{2k + 1} \quad (4.2)$$

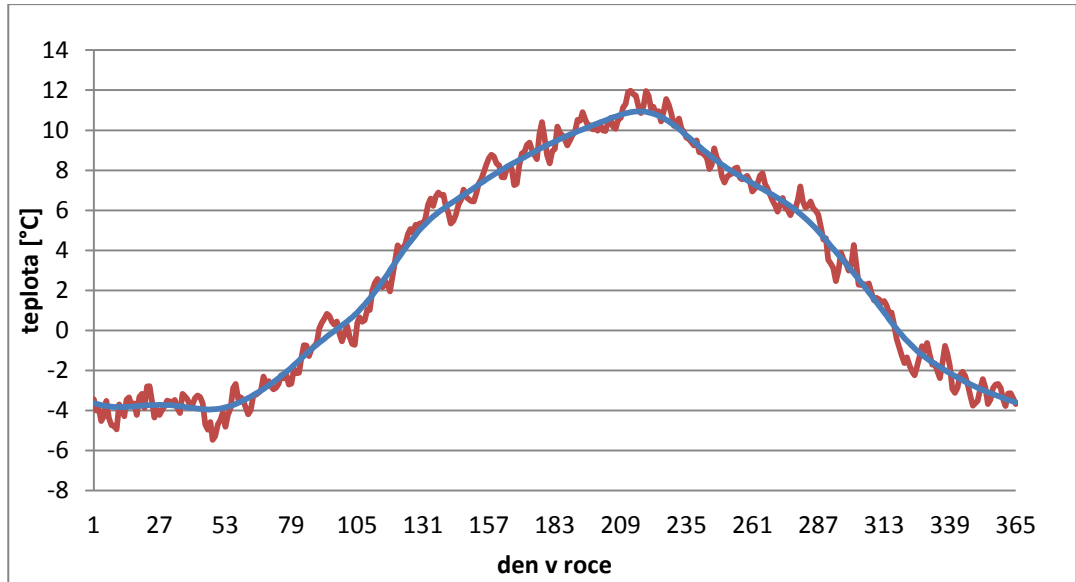
a

$$\tilde{\sigma}_j = \frac{\sum_{jj=j-k}^{j+k} (\sigma_{jj} G(jj, j))}{2k + 1}, \quad (4.3)$$

kde  $\mu_{jj}$  je střední hodnota a  $\sigma_{jj}$  je směrodatná odchylka za sledované období 1957 – 2002 pro kalendářní den s indexem  $jj$ . Diskrétní Gaussova funkce  $G(jj, j)$  je dána rovnicí

$$G(jj, j) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} e^{-\frac{(jj-j)^2}{2s^2}}. \quad (4.4)$$

Pro takto aplikovaný Gaussův filtr jsem zvolil směrodatnou odchylku  $s = 10$  dní a časové okno  $k = 3s = 30$  dní. Takto zvolený Gaussův filtr dobře shladí vysokofrekvenční oscilace střední hodnoty (obr. 9) a směrodatné odchylky s ohledem na jejich měsíční průběh.



**Obr. 9** Střední hodnoty průměrné denní teploty pro kalendářní dny v roce. Střední hodnoty jsou spočteny z reanalýzy NCEP/NCAR za období 1957-2002. Červená čára značí neshlazené střední hodnoty a modrá shlazené pomocí Gaussova filtru.

Rozložení dnů s největší kladnou abnormalitou v rámci roku je v tab. 3. Z tabulky je vidět, že v hladině 850 hPa je největší výskyt kladné abnormality teploty v letních měsících – červnu, červenci a srpnu. Na Milešovce je jich nejvíce v červnu, srpnu a září.

**Tab. 3** Rozdělení 1 % největších hodnot standardizované průměrné denní teploty mezi jednotlivé měsíce roku.

	Milešovka		NCEP/NCAR		ERA-40	
	%	počet	%	počet	%	počet
leden	<b>4,88</b>	8	<b>4,27</b>	7	<b>6,10</b>	10
únor	<b>5,49</b>	9	<b>5,49</b>	9	<b>7,93</b>	13
březen	<b>5,49</b>	9	<b>5,49</b>	9	<b>5,49</b>	9
duben	<b>9,76</b>	16	<b>9,76</b>	16	<b>7,93</b>	13
květen	<b>4,27</b>	7	<b>4,27</b>	7	<b>3,66</b>	6
červen	<b>15,24</b>	25	<b>14,63</b>	24	<b>13,41</b>	22
červenec	<b>9,15</b>	15	<b>11,59</b>	19	<b>12,20</b>	20
srpen	<b>11,59</b>	19	<b>17,07</b>	28	<b>16,46</b>	27
září	<b>12,20</b>	20	<b>8,54</b>	14	<b>9,15</b>	15
říjen	<b>9,76</b>	16	<b>5,49</b>	9	<b>5,49</b>	9
listopad	<b>6,10</b>	10	<b>5,49</b>	9	<b>6,71</b>	11
prosinec	<b>6,10</b>	10	<b>7,93</b>	13	<b>5,49</b>	9

Reanalýzy se velmi podobají a jako dny s největší kladnou abnormalitou teploty vyšly dva zářijové dny roku 1975 (tab. 4). V datové řadě ERA-40 je den s největší abnormalitou teploty 17. září se standardizovanou hodnotou 3,17 a teplotou 20,82 °C (10. nejvyšší teplota za období 1957 – 2002). 18. září má jen o málo menší standardizovanou hodnotu 3,168 a teplotu 20,823 °C (9. nejvyšší teplota). V řadě NCEP/NCAR je první 18. září se standardizovanou hodnotou 3,41 a teplotou 21 °C (3. nejvyšší teplota). Na druhém místě je 17. září se standardizovanou hodnotou 3,23 a teplotou 20,33 °C (10. nejvyšší teplota). V řadě z Milešovky je na prvním místě 21. červen 2000, kdy nastal i absolutní teplotní extrém. Na druhém místě je 29. srpen 1992, který má velmi vysokou abnormalitu teploty i v řadách z reanalýz. Zmíněné zářijové dny jsou na 9. respektive 44. místě.

**Tab. 4** Dny s největší kladnou abnormalitou průměrné denní teploty.  $z_i$  je standardizovaná hodnota průměrné denní teploty,  $T_{den}$  značí průměrnou denní teplotu,  $T_{1957-2002}$  je shlazená střední hodnota průměrné denní teploty pro daný kalendářní den za období 1957 – 2002 a  $i$  pořadí standardizované hodnoty v sestupném řazení.

	ERA - 40			NCEP/NCAR			Milešovka		
	$z_i$	$T_{den} (T_{1957-2002})$	$i$	$z_i$	$T_{den} (T_{1957-2002})$	$i$	$z_i$	$T_{den} (T_{1957-2002})$	$i$
17.9.1975	<b>3,17</b>	20,82 (7,34)	1	<b>3,23</b>	20,33 (7,42)	2	<b>2,96</b>	21,9 (11,36)	9
18.9.1975	<b>3,168</b>	20,82 (7,27)	2	<b>3,41</b>	21 (7,35)	1	<b>2,61</b>	20,5 (11,23)	44
21.6.2000	<b>2,71</b>	19,2 (8,68)	20	<b>2,86</b>	19,3 (8,72)	15	<b>3,27</b>	26,9 (14,05)	1
29.8.1992	<b>3,08</b>	20,97 (8,98)	5	<b>3,17</b>	20,7 (9,07)	3	<b>3,19</b>	25,3 (13,88)	2

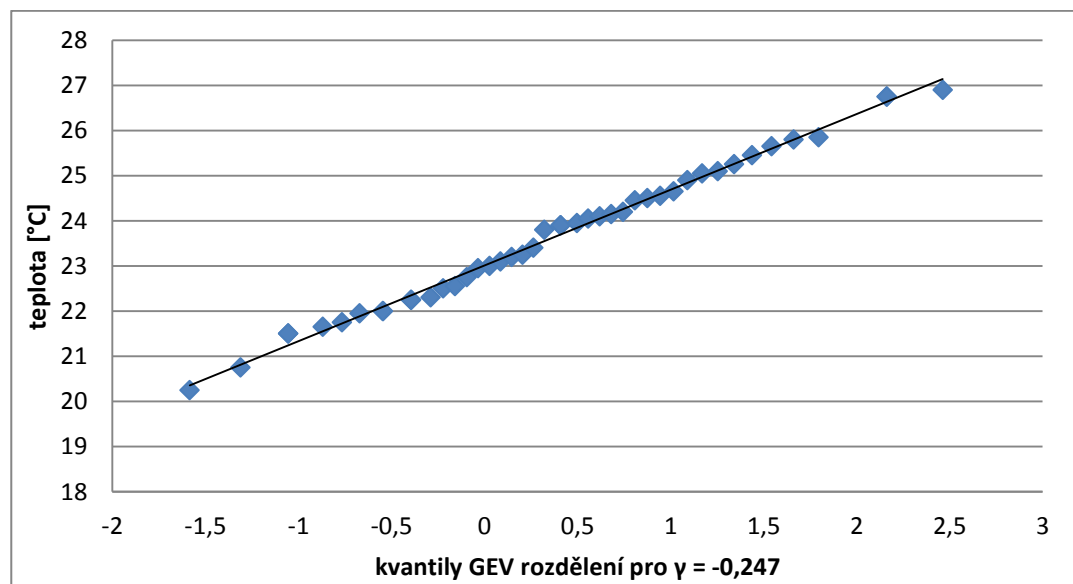
Výsledky této části lze shrnout tak, že průměrné denní teploty s největšími hodnotami kladné abnormality jsou v pořadí absolutních teplot velmi vysoko. Tedy největší kladná abnormalita teploty se v případě hladiny 850 hPa vyskytuje hlavně v létě a v případě Milešovky na začátku léta nebo podzimu. Tyto výsledky jsou pro mě celkem překvapivé. Pokud budeme předpokládat, že použitá metoda standardizace je dostatečná, lze se

domnívat, že v teplé části roku se u nás vyskytují cirkulační podmínky vhodné pro vysoce nadnormální teploty častěji než v chladné části roku.

### 4.3 Aplikace měř extremity

Vybrané míry extremity z kapitoly 2 aplikuji na datové řady z Milešovky a z reanalýz ERA-40 a NCEP/NCAR. Pro tyto řady vyjádřím extremitu teplotních extrémů z kapitoly 4.2 pomocí pravděpodobnosti nepřekročení a doby opakování. Konkrétně použiji metodu založenou na pořadí dle rovnice (2.1) a metodu založenou na GEV rozdělení dle rovnice (2.5).

Nezávislé realizace proměnné  $X$  pro aproximaci GEV rozdělením jsem získal metodou blok maxim. Pro každou datovou řadu jsem vybíral roční maxima absolutních a normalizovaných hodnot z období 1. ledna 1958 – 31. prosince 2001. Roky 1957 a 2002 jsem vynechal z důvodu jejich neúplnosti. Rozdělení ročních maxim jsem GEV rozdělením aproximoval pomocí data analytické metody za použití QQ - grafu (kapitola 2.4.1). Pro maximalizaci Pearsonova korelačního koeficientu jsem vybíral hodnotu parametru  $\gamma$  z intervalu  $[-0,5; 0,5]$  s krokem 0,001. Hodnoty Pearsonova korelačního koeficientu vycházely blízké 1 (tab. 2) a hodnoty v QQ - grafu jsou ve většině případů dobře aproximovány přímkou (obr. 10). To ukazuje, že metoda je použitelná pro odhad parametrů. Zbylé dva koeficienty  $\alpha$  a  $\beta$  jsem dopočetl pomocí metody nejmenších čtverců.



**Obr. 10** QQ - graf pro roční maxima průměrných denních teplot ze stanice Milešovka.

**Tab. 5** Hodnoty parametrů GEV rozdělení pro jednotlivé datové řady, hodnota Pearsonova korelačního koeficientu pro hodnoty ročních maxim průměrných denních teplot a kvantilů GEV rozdělení s danou hodnotou  $\gamma$  a nejvyšší možné teploty/standardizované hodnoty, pro které je možné GEV rozdělení použít.

data	$\gamma$	$\alpha$	$\beta$	Pearsonův koef.	$T_{\max}$
Milešovka	-0,247	1,6882	23,015	0,9961	29,85
NCEP/NCAR	-0,402	1,6962	18,214	0,9908	22,43
ERA-40	-0,393	1,5524	18,733	0,9792	22,68
Milešovka - norm	-0,292	0,3546	2,4772	0,9927	3,69
NCEP/NCAR - norm	-0,108	0,2884	2,4731	0,9898	5,14
ERA-40 - norm	-0,133	0,2295	2,5192	0,9918	4,24

V rámci použití metody založené na pořadí jsem rovnici (2.1) aplikoval na řadu 16 425, vzestupně seřazených, průměrných denních teplot za sledované období. Dobu opakování ( $N$ -letost) kladných extrémů jsem vypočetl následovně

$$N = \frac{1}{365,25(1 - pp)}, \quad (4.5)$$

kde  $N$  je doba opakování v letech a  $pp$  značí pravděpodobnost nepřekročení získanou z (2.1).

Pro GEV rozdělení jsem dobu opakování vypočetl z rovnice

$$N = \frac{1}{1 - p}, \quad (4.6)$$

kde  $p$  je pravděpodobnost nepřekročení získaná z (2.5), která odpovídá použití ročních maxim při odhadu parametrů GEV rozdělení. Následně jsem vypočetl pravděpodobnost nepřekročení  $pp$  dané průměrné denní teploty podle vztahu

$$pp = \frac{1}{365,25N}. \quad (4.7)$$

#### 4.3.1 Datová řada z Milešovky

Hodnoty parametrů GEV rozdělení při aplikaci na datovou řadu z Milešovky jsou v tab. 5. Roční maxima se velmi dobře povedlo aproximovat přímkou v QQ – grafu (obr. 8).

Hodnota absolutního teplotního extrému 26,9 °C z 21. června 2000 má dobu opakování 30,5 let při použití GEV rozdělení a rovnice (4.6) a 45 let při použití metody založené na pořadí (což je zřejmé, neboť se jedná o nejvyšší hodnotu za sledovaných 45 let) a rovnice (4.5). Odpovídající pravděpodobnosti nepřekročení jsou 0,999910, respektive 0,999939. Druhá nejvyšší hodnota z 27. července 1983 a 29. července 1994, kdy byla zaznamenána stejná průměrná denní teplota 26,75 °C, má dobu opakování 25 let při použití GEV

rozdělení, respektive 22,5 let při použití metody založené na pořadí. Hodnota 26,75 °C nebude překročena s pravděpodobností 0,999891, respektive 0,999878.

Standardizovaná hodnota 3,27 pro 21. červen 2000, což je den s největší abnormalitou průměrné denní teploty (tab. 4), se vyskytne jednou za 36,7 let při použití GEV rozdělení, respektive jednou za 45 let při použití metody založené na pořadí. Odpovídající pravděpodobnosti nepřekročení jsou 0,999925 a 0,999939. Druhá v pořadí je hodnota z 29. srpna 1992, která se i v reanalýzách vyskytuje pořadově velmi vysoko (5. místo v evropské a 3. místo v americké reanalýze). Doba opakování standardizované hodnoty z tohoto dne je 21,6, respektive 22,5 let.

#### 4.3.2 Datová řada z reanalýzy ERA-40

Extremita nejvyšší průměrné denní teploty 22,63 °C z 27. července 1983 je opravdu extrémní při vyjádření pomocí GEV rozdělení (hodnoty parametrů jsou v tab. 5). Její doba opakování vyšla nerealistických 51 375 let a odpovídající pravděpodobnost nepřekročení je  $1 - 5/10^8$ . Hodnota z léta roku 1983 je výrazně větší než hodnoty následující. Rozdíl mezi ní a druhou hodnotou v pořadí je 1,2 °C, což má, spolu s rozložením dalších hodnot, vliv na vyjádřenou extremitu. Hodnota na druhém místě je z 11. července 1984, kdy byla průměrná denní teplota 21,44 °C. Její doba opakování je 19,5 roku a pravděpodobnost nepřekročení má hodnotu 0,99986. Při vyjádření extremity pomocí metody založené na pořadí, mají dvě nejvyšší hodnoty z léta roku 1983 a z léta roku 1984 samozřejmě opět dobu opakování 45 a 22,5 let a pravděpodobnost nepřekročení 0,999939 a 0,999878.

Abnormální teplota, odpovídající velikosti největšího relativního extrému (tab. 4) ze září 1975, má dobu opakování 35,8 roku při použití GEV rozdělení. Standardizovaná hodnota 3,08 z konce srpna 1992 má dobu opakování 20,5 roku při použití GEV rozdělení a 9 let při použití metody založené na pořadí.

#### 4.3.3 Datová řada NCEP/NCAR

Dle GEV rozdělení (hodnoty parametrů jsou v tab. 5) nastane nejvyšší teplota 21,75°C z 27. července 1983 jednou za 93 let, což je více jak dvojnásobek oproti době opakování 45 let získané při aplikaci metody založené na pořadí. Odpovídající pravděpodobnost nepřekročení je 0,999971. Druhá nejvyšší teplota z 11. července roku 1984 má dobu opakování 31,7 roku, která je opět větší než doba opakování získaná při aplikaci metody založené na pořadí. Rozdíl dob opakování je však již mnohem menší.

Nejvyšší standardizovaná hodnota 3,42 z 18. září 1975 (tab. 4) má dobu opakování 54,3 roku. Druhá nejvyšší standardizovaná hodnota 3,23 ze 17. září téhož roku má dobu opakování 23 let. Třetí nejvyšší hodnota z 29. srpna 1992 má dobu opakování 17 let.



Zmíněné nejvyšší standardizované hodnoty mají tedy opět, i když nepatrně, delší dobu opakování při použití GEV rozdělení než při použití metody založené na pořadí.

#### 4.4 Porovnání měr extremity

Porovnáním pravděpodobností nepřekročení a dob opakování získaných z obou metod pro jednotlivé datové řady zjistíme, že se obě metody překvapivě shodují v případě kvantifikace extremity vysokých teplot z datové řady z Milešovy. Jen doba opakování u absolutního teplotního maxima je u metody založené na pořadí výrazněji větší. U datových řad z reanalýz není kvantifikace extremity vysokých teplot pomocí těchto dvou metod podobná.

Největší rozdíl mezi oběma metodami je v případě datové řady z reanalýzy ERA-40. Doba opakování absolutního maxima je při použití GEV rozdělení velmi nadhodnocených až nerealistických 51 375 let, a naopak v případě metody založené na pořadí velmi podhodnocených 45 let. Nerealisticky vysoká doba opakování ukazuje slabinu aplikace GEV rozdělení na datovou řadu, ve které se vyskytují osamocené velmi odlehlé hodnoty. Teplota 22,63 °C je totiž velmi blízko limitní hodnotě 22,68 °C, pro kterou už nelze použít GEV rozdělení (tab. 5). Tento problém lze překlenout vhodnou korekcí ad hoc, například aplikací již zmíněné metody oblasti vlivu, tzv. ROI metody (viz kapitola 2.4.5). Na druhou stranu je na tomto případě dobře vidět i jedna z hlavních nevýhod kvantifikace extremity pomocí pořadí a to, že metoda přiřazuje hodnotám konstantní rozdíly v pravděpodobnostech nepřekročení, i když rozdíl mezi hodnotami není konstantní. Kvůli tomu nedokázala metoda lépe postihnout tento výrazný absolutní extrém, kdy průměrná denní teplota byla o 1,2 °C větší než v druhém nejteplejším dni.

Abychom mohli porovnat vhodnost obou aplikovaných měr pro kvantifikaci extremity pro uvažované teplotní řady, je třeba zmínit ještě další skutečnosti, které vyplynuly z hodnocení v kapitole 4.3.

Jednou z dalších nevýhod aplikace metody založené na pořadí je, že nebere v potaz rozložení hodnot na kraji rozdělení a největším hodnotám ze stejně velkých souborů jakýchkoliv řad přiřazuje stále stejné pravděpodobnosti nepřekročení a doby opakování, jejichž hodnota je závislá jen na velikosti datového souboru. Nevýhodou je také to, že neumí ohodnotit pravděpodobnost výskytu hodnoty, která je větší než naměřené maximum. I přes svou výpočetní jednoduchost se tak metoda založená na pořadí neukázala jako příliš vhodná k přesnější kvantifikaci extremity extrémních hodnot v uvažovaných teplotních řadách. Metodu používající GEV rozdělení můžeme tedy považovat za její vhodnější alternativu.

## 4.5 Citlivost GEV rozdělení na vstupní data

Za vstupní data budu brát tytéž datové řady z obou reanalýz. Aplikace GEV rozdělení na tyto řady je popsána v kapitole 4.3. Hodnoty parametrů GEV rozdělení jsou v tab. 5.

Případnou citlivost GEV rozdělení se pokusím ukázat na velikosti návrhových hodnot průměrné denní teploty pro různé doby opakování. Návrhové hodnoty jsem počítal pomocí následující rovnice

$$U(N) = \beta + \alpha \frac{(-\ln(1 - \frac{1}{N}))^{-\gamma} - 1}{\gamma}, \quad (4.8)$$

kde  $U(N)$  značí návrhovou hodnotu pro dobu opakování  $N$  v rocích a  $\alpha, \beta, \gamma$  jsou parametry GEV rozdělení.

**Tab. 6** Návrhové hodnoty průměrné denní teploty pro různé doby opakování, vypočtené pomocí GEV rozdělení, aplikovaného na teplotní řady z reanalýz a ze stanice Milešovka.

Perioda opakování (roky)	10	20	30	50	100	200	500
ERA-40	21,05	21,45	21,64	21,83	22,04	22,19	22,34
NCEP/NCAR	20,73	21,15	21,35	21,55	21,77	21,93	22,09
Milešovka	25,93	26,57	26,89	27,24	27,66	28,00	28,38

Z návrhových hodnot (tab. 6) je vidět, že metoda je citlivá na rozdílná vstupní data. Návrhové hodnoty teplot pro datovou řadu ERA-40 jsou o 0,2 až 0,3 °C vyšší než pro datovou řadu NCEP/NCAR, což je v souladu s tím, že hodnota, která odpovídá průměru vypočtenému z rozdílů ročních maxim průměrných denních teplot obou řad za období 1958 – 2001, je kladná a činí 0,4 °C. Roční maxima průměrné denní teploty jsou na stanici Milešovka samozřejmě větší, a to v průměru o 4,5 °C vůči datové řadě z ERA-40, respektive o 4,9 °C oproti řadě z NCEP/NCAR. Návrhové hodnoty teplot jsou větší pro dobu opakování 10 let o 4,9 °C, respektive o 5,2 °C a pro delší doby opakování se rozdíl zvětšuje. Pro dobu opakování 500 let už je rozdíl 6 °C, respektive 6,3 °C. To může být způsobeno rozdílným chováním teplot ve 2 metrech nad zemí a v izobarické hladině 850 hPa nebo rozdílnými daty pro výpočet průměrné denní teploty, která je pro Milešovku počítána nestandardně z minimální a maximální denní teploty.

## 5 Shrnutí poznatků a jejich diskuze

V této práci jsem vytvořil přehled metod kvantifikace extremity meteorologických prvků (kapitola 2) a povětrnostních událostí (kapitola 3). Následně jsem aplikoval metody kvantifikace extremity, založené na pořadí a na rozdělení extrémních hodnot GEV, na průměrné denní teploty spočtené z řad reanalýz ERA-40 a NCEP/NCAR a z řady ze stanice Milešovka. Nakonec jsem metody porovnal a ukázal jejich citlivost na vstupní data (kapitola 4).

V přehledu metod pro kvantifikaci extremity meteorologických prvků jsem se zaměřil především na rozdělení extrémních hodnot GEV, které je používáné pro analýzu extremity meteorologických prvků (Kyselý, 2005; Brázdil et al. 2007). Parametry GEV rozdělení by měly být odhadovány na nezávislých, vhodně zvolených datech, standardně blok maximech nebo nadprahových hodnotách. Nejběžněji se parametry odhadují metodou maximální věrohodnosti (Wilks, 2006) a metodou momentů (Martins et al., 2000). Moderní metodou je metoda založená na L-momentech, která je výpočetně jednodušší a pro malé a střední výběry dat může dávat lepší odhady (Hosking, 1990). GEV rozdělení samozřejmě není jediným teoretickým rozdělením, které je používáné, ale jeho použití je poměrně univerzální (Kyselý, 2005). V kapitole zabývající se metodami pro kvantifikaci extremity událostí, mi šlo o vytvoření základního přehledu používaných přístupů k hodnocení extremity meteorologických událostí. V literatuře se nejčastěji setkáváme se třemi různými způsoby definice extrémní události, a to na základě vzácnosti, intenzity a závažnosti (Beniston et al.; 2007). Nejedná se však o všezahrnující a definitivní výčet, neboť jednotná definice extrémní události neexistuje. Problém hodnocení extremity meteorologických událostí tak zůstává stále otevřený.

Podíváme-li se na výsledky z praktické části, tak zajímavým zjištěním z části zabývající se kladnými teplotními extrémy je, že v teplé části roku je větší počet dnů s kladnou abnormalitou průměrné denní teploty. Předpoklad byl, že po provedení standardizace se budou vysoce nadnormální hodnoty vyskytovat víceméně rovnoměrně v průběhu celého roku. Je tedy otázkou, zda použitá standardizace byla dostatečná, tzn., zda lze rozdělení průměrných denních teplot považovat za alespoň přibližně normální. Za předpokladu, že

ano, tak se dá říci, že v teplé části roku jsou u nás cirkulační podmínky příhodnější pro výskyt vysoce nadnormální teploty než v chladné části roku.

K výpočtu parametrů GEV rozdělení jsem z důvodu výpočetní jednoduchosti používal data analytickou metodu s použitím QQ – grafu. Metoda se ukázala jako dobře použitelná. Korelační koeficient při výpočtu parametru  $\gamma$  vycházel ve většině případů větší než 0,99. Menší hodnoty bylo dosaženo v případě teplotní řady z ERA-40, ve které se vyskytují odlehle hodnoty. Nevýhodou použití této metody může být to, že se v prvním kroku vypočítá parametr  $\gamma$ , a až v závislosti na velikosti tohoto parametru se dopočítávají zbylé dva parametry. Proto by pro přesnější aproximaci dat GEV rozdělením bylo lepší použít jinou metodu, například L-momentů, kterou Kyselý (2005) doporučuje používat pro výpočet parametrů meteorologických extrémů na území ČR. Nicméně pro potřeby této práce byla zvolena data analytická metoda dostačující.

Porovnání velikosti extremity průměrných denních teplot určené pomocí GEV rozdělení a metody založené na pořadí ukázalo, že metoda založená na pořadí ve většině případů více či méně podhodnocuje dobu opakování teplotních extrémů. Z porovnání také vyplynulo že GEV rozdělení je vhodnější pro přesnější určení extremity. Nevýhodou aplikace GEV rozdělení je citlivost metody na osamocená odlehlá pozorování. Tato nevýhoda se však dá odstranit použitím vhodných ad hoc korekcí. Nevýhody aplikace metody založené na pořadí jsou zásadnější a hůře řešitelné. Nicméně metoda je díky své jednoduchosti použitelná všude tam, kde nás přímo nezajímá pravděpodobnost výskytu nejvyšších hodnot, ale potřebujeme vybrat extrémní hodnoty, které splňují zadané kritérium.

Citlivost metody používající GEV rozdělení jsem zkoumal na návrhových hodnotách průměrných denních teplot pro různé doby opakování z důvodu snadné porovnatelnosti výsledků a také proto, že je zajímavé vědět, jak vysoká teplota odpovídá daným dobám opakování. Mohl jsem také vzít konstantní teplotu a porovnat dobu opakování získanou z GEV rozdělení aplikovaného na různé datové řady, což jsem vlastně dělal v kapitole 4.3, takže i takto může čtenář posoudit citlivost. Po vypočtení teplot k daným dobám opakování jsem zjistil, že metoda je citlivá na rozdílná vstupní data. Návrhové hodnoty teplot pro datovou řadu ERA-40 jsou vyšší než pro datovou řadu NCEP/NCAR, což odpovídá kladnému průměru rozdílů ročních maxim mezi oběma řadami za sledované období. Dále jsem zjistil, že návrhové teploty pro stanici Milešovka rostou s rostoucí dobou opakování rychleji než v případě reanalýz, což může souviset se zvýšenou variabilitou staničních hodnot.

Citlivost metody na vstupní data jsem nezkoumal u metody založené na pořadí, protože z její empirické distribuční funkce (2.1) jasně vyplývá, že metoda je citlivá pouze na velikost souboru dat.

## Závěr

V práci jsem se zabýval především kvantifikací extremity meteorologických prvků, snažil jsem se ukázat možnost využití rozdělení extrémních hodnot pro kvantifikaci extremity a jen lehce jsem nastínil možnosti kvantifikace extremity meteorologických událostí.

Zajímavé by bylo podívat se na rozložení výskytu vysoce podnormálních teplot a zjistit zda se cirkulační podmínky vhodné pro jejich výskyt vyskytují častěji v chladné části roku, tedy opačně vzhledem k podmínkám vhodným pro kladnou abnormalitu teploty, nebo je výskyt těchto podmínek nezávislý na roční době.

Na práci by bylo možné navázat a zaměřit se více na extremitu meteorologických událostí, protože prostorový rozsah a doba trvání extrémních hodnot meteorologických prvků je to, co nejvíce rozhoduje o velikosti hrozby pro lidskou společnost. Navíc problém hodnocení extremity událostí není vyřešen, a nabízí tak velké množství výzkumných možností.

Potenciálně užitečným a zajímavým je využití znalosti extremity vhodně zvolených prvků k predikci nebezpečných událostí. Müller et al. (2006) například navrhli komplexní veličinu (tzv. index LSF), která v sobě zahrnuje extremitu hodnot termodynamických veličin v mezo- $\alpha$  měřítku a která je schopna detekovat cirkulační podmínky vhodné pro vznik velkoprostorových dešťových povodní na území ČR.

Na závěr bych řekl, že v době, kdy se stále mluví o změnách klimatu, které přináší rozkolísanější klima a extrémnější projevy počasí, je problematika kvantifikace extrémních jevů potřebná a prospěšná. Předkládaná práce se alespoň trochu snaží přiblížit možné způsoby řešení.

## Seznam literatury a zdroje dat

American Meteorological Society (1997): Meteorological drought – Policy statement. Bulletin of American Meteorological Society, 78, pp. 847-849.

BEIRLANT, J., GOEGEBEUR, Y., SEGRES, J., TEUGELS, J. (2005): Statistics of extremes: theory and applications. John Wiley & Sons Ltd. Chichester. 490 p.

BENISTON, M., STEPHENSON, D. B., CHRISTENSEN, O. B., et al. (2007): Future extreme events in European climate: an exploration of regional climate model projections. Climatic change 81, s. 71-95.

BRÁZDIL R., KIRCHNER K. a kol. (2007): Vybrané přírodní extrémity a jejich dopady na Moravě a Slezku. Reprocentrum Blansko, Brno – Praha – Ostrava, 431 s.

CASTILLO, E., HADI, A. S. (1997): Fitting the generalized Pareto distribution to data. Journal of the American Statistical association 92, pp. 1609-1620

COLES, S., DAVISON, A. (2008): Statistical modelling of extreme values [online]. Dostupné z WWW  
<https://edit.ethz.ch/cces/projects/hazri/EXTREMES/talks/colesDavisonDavosJan08.pdf>  
[cit. 8. 4. 2012].

DELLA-MARTA, P. M., MATHIS, H., FREI, H., et al. (2009): The return period of wind storm over Europe. Journal of climatology 29, pp. 437-459.

DIEBOLT, J., GUILLOU, A., NAVEAU, P., RIBEREAU, P. (2008): Improving probability-weighted moment methods for the generalized extreme value distribution. Statistical journal 6, pp. 33-50.

EAGLESON, P. S., (1970): Dynamic Hydrology. Maple Press Company, York, pp. 195-199.

FRICH, P., ALEXANDER, L. V., DELLA-MARTA, P. et al. (2002): Observed coherent changes in climatic extremes during the second half of twentieth century. Climate research 19, pp. 193-212.

GAÁL, L., KYSELÝ, J. (2009). Comparison of region-of-influence methods for estimating high quantiles of precipitation in a dense dataset in the Czech Republic. Hydrology and Earth System Sciences 13, pp. 2203–2219,

HEIM, R. (2002): A Review of Twentieth-Century Drought Indices Used in the United States, American Meteorological Society, pp. 1149-1165.

HLADNÝ, J., KRÁTKÁ, M., KAŠPÁREK, L. (eds.) (2004): August 2002 Catastrophic Flood in the Czech Republic. Ministry of Environment of the Czech Republic, Prague.

HOSKING, J. R. M., WALLIS, J. R., WOOD, E. F. (1985) Estimation of the generalized extreme-value distribution by the method of probability weighted moments. *Technometrics*, vol. 27(3), pp. 251-261.

HOSKING, J. R. M. (1990): L-moments: Analysis and estimation of distribution using linear combinations of order statistic. *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 52, pp. 105-124.

HUTH, R., KYSELÝ, J., POKORNÁ, L. (2000): A GCM simulation of heat waves, dry spells, and their relationship to circulation. *Climatic change* 46, pp. 29-60.

CHABIČOVSKÝ, M. (2011): Statistická analýza rozdělení extrémních hodnot pro cenzorovaná data. Diplomová práce. Fakulta strojního inženýrství – Ústav matematiky VUT Brno, Brno, 53. s.

KALNAY, E., et al. (1996): The NCEP/NCAR 40-year Reanalysis Project. *Bulletin of the American Meteorological Society*, 35 pp.

KHARIN, V. V., ZWIERS, F. W. (2000): Changes in the extremes in an ensemble of transient climate simulation with a coupled atmosphere-ocean GCM. *Journal of Climate*, vol. 13, pp. 3760-3788.

KLEIN TANK, A., ZWIERS, F. W., ZHANG, X., et al. (2009): Guidelines on analysis of extremes in a changing climate in support of informed decision for adaptation. WMO, Geneva, 55 p.

KUNDZEWICZ, Z. W., SZAMALEK, K., KOWALCZAK, P. (1999): The great flood of 1997 in Poland. *Hydrological Sciences Journal*, 44, pp. 855-870.

KURPELOVÁ, M., COUFAL, L., ČULÍK, J. (1975): *Agroklimatické podmienky ČSSR. Hydrometeorologický ústav v Prírode*, Bratislava, 270 s.

KYSELÝ, J. (2005): Odhad parametrů rozdělení extrémních hodnot metodou L momentů. *Meteorologické zprávy* 58, s. 161-167.

KYSELÝ, J. (2009): Trends in heavy precipitation in the Czech Republic over 1961 – 2005. *International Journal of Climatology*, 29, pp. 1745-1758.

LALAURETTE, F. (2003): Early detection of abnormal weather conditions using probabilistic extreme forecast index. *Quarterly journal of the royal meteorological society*, vol. 129, pp. 3037-3057.

LAMB, H. H., FRYDENDAHL, K. (1991): Grading of storms. In *Historics Storms of the North sea, British Isles and Northwest Europe*. Cambridge University Press, pp. 7 – 32.



LECKEBUSCH, G., RENGGLI, D., ULBRICH, U. (2008): Development and application of an objective storm severity measure for the Northeast Atlantic region. *Meteorologische Zeitschrift* 17, pp. 575-587.

LITSCHMANN, T., KLEMENTOVÁ, E., ROŽNOVSKÝ, J.: Palmerův index závažnosti sucha a jeho použití v našich podmínkách [online]. Dostupné z WWW: <http://www.amet.cz/PD01.pdf> [cit. 9. 5. 2012].

LLOYD-HUGHES, B., SAUNDERS, M. A. (2002): A drought climatology for Europe. *International Journal of Climatology*, 22, pp. 1571-1592.

MARTINS, M. S., STEDINGER, J. R. (2000): Generalized maximum-likelihood generalized extreme-value quantile estimators for hydrologic data. *Water resources research*, vol. 36, pp. 737-744.

MATĚJÍČEK, J., HLADNÝ, J. (1999): Povodňová katastrofa 20. století na území České republiky. Ministerstvo životního prostředí, Praha.

MÜLLER, M., KAŠPAR, M., ŘEZÁČOVÁ, D., SOKOL Z. (2006): Extremita meteorologických prvků před velkoprostorovými dešťovými povodněmi v České republice – Index LSF. *Meteorologické zprávy* 59, s. 65 – 75.

MÜLLER, M., KAŠPAR, M., ŘEZÁČOVÁ, D., SOKOL Z. (2009): Extremeness of meteorological variables as an indicator of extreme precipitation event. *Atmospheric research*, vol. 92, pp. 308 – 317.

PALMER, W., C. (1965): Meteorological drought. U. S. Weather Bureau Research Paper 45, 58 p.

PALUTIKOF, J. P., SKELLERN, A. R. (1991): Storm severity over Britain – A report to commercial union general insurance, Climatic research.

PRESS, W. H., FLANNERY, B. P., TEUKOLSKY, S. A., VETTERLING, W. T. (1986): Numerical recipes: The art of scientific computing. Cambridge university press, 818 p.

RAMOS, M. H., CREUTIN, J. F., LEBLOIS, E. (2005): Visualization of storm severity. *Journal of Hydrology*, 315, pp. 295-307.

ROBINSON, P. J. (2001): On the definition of a heat wave. *Journal of applied meteorology*, vol. 40, pp. 762-775.

STEDINGER, J. R., VOGEL, R. M., FOUFOULA-GEORGIOU, E. (1993): Frequency Analysis Of Extreme events. In: MAIDMENT, D. (eds.): *Handbook of hydrology*. McGraw-Hill, New-York, 1424 p.

STORCH, H. VON – ZWIERS, F. (1999): *Statistical Analysis in Climate Research*. Cambridge University Press, 484 s.

ŠÁLEK, M., KAPLICKÁ, M., KVÍTEK, T. (2008): Silná bouře na Pelhřimovsku dne 23. května 2005. *Meteorologické zprávy*, 61, s. 113-118.

THRONTHWAITE, C., W. (1948): An approach towards a rational classification of climate. *Geographical Review*, 38, pp. 55-94.

ULBRICH, U., BRÜCHER, T., FINK, A. H., LECKEBUSCH, G. C., KRÜGER, A., PINTO, J.G. (2003): The central European floods of August 2002. *Weather*, 58: 371–377 and 434–441

UPPALA, S. M., et al. (2005): The ERA-40 re-analysis. *Quarterly journal of the Royal Meteorological Society* 131, pp. 2961-3012.

WILKS, D. S. (2006): *Statistical methods in the atmospheric sciences*, 2<sup>nd</sup> Edition. Elsevier Academic press, San Diego, 672 pp.

World Meteorological Organization (2006): *Impacts of desertification and drought and other extreme meteorological events*. WMO/Td No. 1343, Geneva, 67 pp.

WETTER3: Archiv [online]. Dostupné z WWW: <http://www.wetter3.de/Archiv/index.html> [cit. 15. 5. 2012].

WETTERZENTRALE: Kartenarchiv [online]. Dostupné z WWW: <http://www.wetterzentrale.de/topkarten/fsreaeur.html> [cit. 15. 5. 2012].